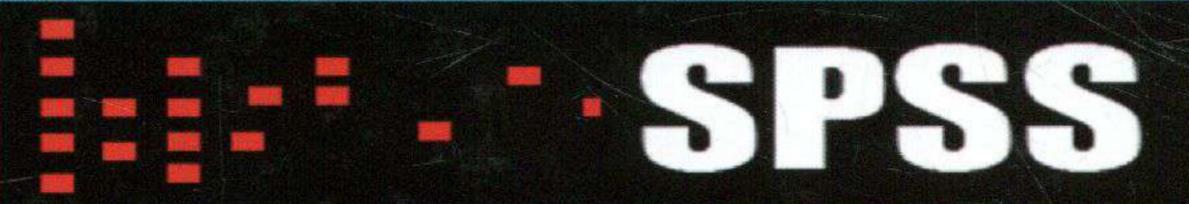
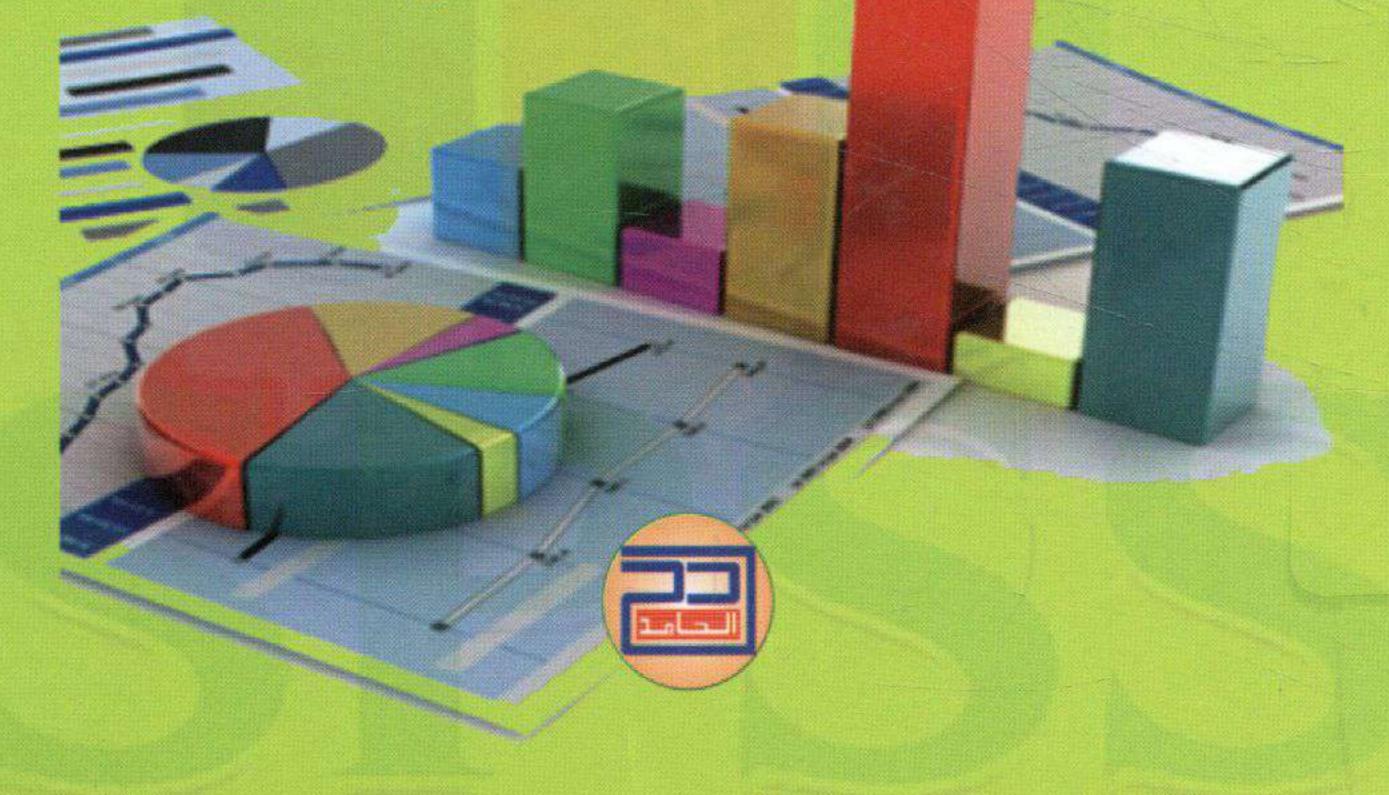


مع تطبیقات برمجیة



الدكتور نبيل جمعة صالح النجار







الإحسساء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS

الإحساء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS

د. نبيل جمعه صالح النجار

دكتوراه الفلسفة في التربية قسم القياس والتقويم





رقم التصنيف : 519.50.285

المؤلف ومن هو في حكمه : النجار، نبيل جمعة صالح.

عنوان الكتباب : الاحصاء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS.

رقسم الإيبداع : 2014/6/2724 :

الواصفيات: /الاحصاء//الحواسيب/

بيانات الناشر : عمان - دار ومكتبة الحامد للنشر والتوزيع

يتحمل المؤلف كامل المسؤولية القانونية عن معتوى مصنفه ولا يعبّر هذا المصنف عن رأي دائرة المكتبة الوطنية أو أي جهة حكومية أخرى.

(ردمك) ISBN 978-9957-32-873-3

تم إعداد بيانات الفهرسة والتصنيف الأولية من قبل دائرة المكتبة الوطنية.

لا يجوز نشر او اقتباس أي جزء من هذا الكتاب، أو اختزان مادته بطريقة الاسترجاع، أو نقله على أي وجه، أو بأي طريقة أكانت اليكترونية، أم ميكانيكية، أم بالتصوير، أم التسجيل، أم بخلاف ذلك، دون الحصول على إذن المؤلف الخطي، وبخلاف ذلك يتمرض الفاعل للملاحقة القانونية.

الطبعة الأولى 1436-2015هـ



اللجي المن النبية والوزي

الأردن - عمان - شفا بدران - شارع العرب مقابل جامعة العلوم التطبيقية هاتف: 5231081 6 962+ فاكس : 5235594 6 962+

ص.ب. (366) الرمز البريدي: (11941) عمان-الأردن

www.daralhamed.nct

E-mail: daralhamed@yahoo.com

المحتويات

الصفحة	المويضوع	
11		المقدمة
13	يصل الأول باسية في الإحصاء Statistical Cor	مفاهيم أس
15		1-1 المفاهيم الإحصائية cepts
20	1−2 مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Tendency الوسط الحسابي، الوسيط ، المنوال، المئينات	
26	Measure Dispersion or V سـط، التباين، الانحراف المعباري، معامل	7-1 مقاييس النشنت 7ariation المدى، الانحراف المتو، الاختلاف
33	الانحدار Regression الخطي البسيط، معادلة خسط الانحدار	1-4 الارتباط Correlation و الانحدار ومفهومه، الانحدار
39	1-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.	
61	6-1 تــمـــاريــــــن Exercise	
73	صل الثاني الاحتمالية والتوزيعات العينية Probability Distributions & Sa	التوزيعات المجتمعية
75	Introduction	1-2 المقدمـــــة
76	Normal Distribution	2-2 التوزيع الطبيعي
83	Probability Distribution (T)	2-3 التوزيع الاحتمالي التائ <i>ي</i>
85	Probability Distribution	2-4 توزيع مربع كاي ²
86	Probability Distribution	2−5 التوزيع الفائي F

حصاء التحليلي	. 21	
<u> </u>	₹ [*]	
88	Sampling Theory	2-6 نظرية المعاينة
90	Samples	7-2 العينـــات
101	Sampling Distribution	2-8 توزيع المعاينة
109	Exercise	2-9 أسـئلة وتمارين
113	سل الثالث وفترات الثقة جتمع من معالم العينة ام عينة واحدة) Estimation of Populat	التقدير تقدير معالم الم باستخدا
115		1−3 مقدمة Introduction
116	Properties of Goodness of Estin	2−3 خواص جودة التقدير nation
116	مجتمع.	3-3 أنواع القيم المتقديرية لمعالم ال
117	Confider	1ce Interval فترات الثقة 4-3
127	.Exercise	3-5 تسمساريسسسن
131	سل الرابع لفرضيـــات Hypothesis	اختبار ا
133	Hypothesis Testing	4-1 اختبار السفرضييسات
136	Testing Statistical Hypothesis	4-2 اختبار الفرضيات الإحصائية
136	رضیات Basic Concepts in Hypothesis Testi	4–3 مفاهيم أساسية في فحص الفر ng
139	Hypothesis Testing Steps	4–4 خطوات اختبار الفرضيات
140	حــــل المسائل.	4-5 استخدام برمجية SPSS في ح
142	Exercise	6-4 تــمـــاريــــــن

المحتويات	
— " "	
145	الفصل الخامس اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية Testing Hypothesis Regarding Mean
147	5-1 اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (مجتمع واحد)
148	* اختـبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (حجم العينة كبير، تباين المجتمع معلوم)
151	* (حجم العينة كبير، تباين المجتمع غيرمعلوم)
153	* (σ غير معلومة والعينة صغيرة الحجم)
155	2-5 أختبار الفرضيات حول السفسرق بين وسطين حسابيين
155	* احتبار الفرضيات حول الفرس السفرق بين وسطين للبيانات المستقلة
158	* اختبار الفرضيات حول الفرق بين وسطين للبيانات غير المستقلة
164	5-3 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
173	4-5 تــمـــاربــــــن Exercise
185	الفصل السادس اختبار الفرضيات حول التباينـــات Testing Hypothesis Inference Regarding Variances
187	6-1 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد.
191	5-2 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين مستقلين.
193	6-3 اختبار فرضية تتعلق بتساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين.
195	4-6 تــمــاريـــــن Exercise
19 9	الفصل السابع اختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط Hypotheses Testing Regarding Correlation Coefficients
201	1-7 مقدمة
205	7-2 لخنبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.
206	7-3 اختبار الفرضيات حول الفرق بين معاملي ارتباط مستقلين.
207	7-4 اختبار الفرضيات حول معاملي ارتباط للبيانات غير المستقلة.
	"

الإحصاء التحليلي	
Ç	
211	5-7 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
221	6-7 نــمـــاريـــــن Exercise
	الغصل الثامن
225	اختبار الفرضيات حول النسب
	Hypothesis Testing Regarding Proportions
227	8-1 اختبار الفرضيات حول النسسب.
227	8-2 اختبار الفرضيات حول نــسبة واحــدة .
230	8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين.
232	8-4 اختبار الفرضيات حول نسبتين للبيانات الغير مستقلة
234	The Chi-Square Goodness of fit لحسن المطابقة χ^2 اختبار χ^2 اختبار 5 -8
235	6-8 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
237	7-8 تـــاريـــان Exercise
	J 18 T · 18
239	الفصل التأسيع تحليل التباين
4 0)	Analysis of Variance
241	1-9 مقدمة.
243	2-9 تحليل التباين الأحادي One-Way Analysis of Variance
256	3-9 تحليل التباين الثنائي Tow-Way Analysis of Variance
268	Analysis of Covariance (ANCOVA) تحلیل التغایر 4-9
281	9-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
288	6-9 تــمـــاريـــــن Exercise.
301	الفصل العاشر المقارنات المتعددة
501	Multiple Comparisons
303	1-10 مقدمة.
303	2-10 أنواع المقارنات المتعددة
303	1- المقارنات المخطط لها

المحتويات	
304	أ–طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal
305	ب– طريقة دن Dunn وتسمى أيضاً طريقة بنفوروني Bonferroni
306	2- المقارنات غير المخطط لها
306	* طريقة شافيه Scheffe، طريقة توكي Tukey،
307	* طريقة توكي Tukey
307	* طريقة نيومان كولز Newman Kuelz
310	3-10 تــمـــاريـــــن Exercise
	الغصل الحادي عشر
311	التحليل العاملي
	Factor Analysis
313	ا مقدمة $l-11$ مقدمة
317	2-11 مفهوم التحليل العاملي
319	11-3 أهمية التحليل المعاملي وميادينه
320	4-11 أهداف التحليل العاملي
322	5-11 طرق التحليل العاملي
332	6-11 بعض مفاهيم التحليل العاملي
335	7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل
347	8-11 تــمــاريـــــن Exercise
	الفصل الثاني عشر
349	الاحصاءات اللامعلمية
	NONPARAMETRIC STATISTICS
351	1-12 مقدمة Introduction
352	2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة) (Single Sample)
354	21-3 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين)
	Nonparametric Methods (Two Independent Samples)
358	12-4 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين) دوولوروس الدوروس المعلمية (عينتين مرتبطتين)
. –	Nonparametric Methods (Two Related Samples)

الإحصاء التحليلي	
361	12-5 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر) Nonparametric Methods(3 or more Independent Samples)
365	6-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر) Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)
367	7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
374	8-12 تــمـــاريـــــن Exercise
379	الفصل الثالث عشر برنامج التحليل الإحصائي SPSS
381	1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS
382	2-13 تئسخيل نظام SPSS.
382	3-13 شاشات نظام SPSS.
384	4-13 ملفسات نظام SPSS.
385	5−13 القوائــم الرئيــسيــة لبرنامــج SPSS.
391	6-13 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
413	المــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
415	جدول Z
416	جدول T
417	جدول F
418	چدول x2
	المصادر
419	- المصادر العربية
421	 المصادر الأجنبية

مُعَكُلُّمٌمُ

الحمد لله رب العالمين والصدلاة والسدلام على سديدنا محمد صلى الله عليه وسلم حير الأنبياء المرسلين.

لقد أطلق على هذا العصر عصر المعلوماتية، إن هذا العصر هو عصر تكنولوجيا المعلومات، فقد أصبحت المعلومات تشكل الثورة الحقيقية التي سادت في الحياة العصرية ودخلت إلى بيوتنا وأعمالنا بشكل أو بآخر شئنا ذلك أم أبينا، لذا يجب علينا أن نساير ونواكب التقدم في شتى المحالات والميادين.

وبما أن الإحصاء علم مهم للكثير من الطلاب والباحثين فقد تم تغطية جميع فصول هذا الكتاب بتطبيق ما ورد فيها من معلومات نظرية من خلال التمارين العملية وعن طريق استخدام بربحية SPSS.

لقد راعى المؤلف أن يكون هذا الكتاب متوافقاً مع خطة منهاج الإحصاء التحليلي للبحوث التربوية" المقرر في كلية العلوم التربوية في جامعة مؤته، ومع المستوى المطلوب لمادة "الإحصاء التحليلي" و"الاحصاء المتقدم" على مستوى الجامعات الحكومية والخاصة عموما، مع الأخذ بعين الاعتبار أن يكون مناسباً لجميع من لديه حب المعرفة بعلم الإحصاء التحليلي و تطبيقاته وفوائده وبطريقة سهلة وبسيطة.

وياتي هدذا الكتاب كأحد الوسائل التي توفر لطلبة الدراسات العليا على مستوى الجامعات فرصة تمكنه من تعلم أساسيات مادة الإحصاء التحليلي". وذلك من خلال ما يحويه من مواضيع حديدة وهامة في مفاهيم ومبادئ الإحصاء التحليلي وتطبيقاته باستخدام برجحية SPSS.

د. نبيسل جمعسه النجسسار

Email: nabilnajjar@yahoo.com

Mobile: 0777757837 Mobile: 0785623442 Mobile: 0798011404

الفضياف الأول

مفاهيم أساسية في الإحصاء Statistical Concepts

- 1-1 المفاهيم الإحصائية Statistical Concepts مفهوم الاحصاء، الرمـوز الإحصائية، الـمـتـغــيرات.
- 2-1 مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Tendency الوسط الحسابي، الوسييط ، المنبوال ، المئينات.
- 3-1 مقاييس التشتت Measure Dispersion or Variation المسدى، الانحسراف المتوسسط، التسباين، الانحسراف المعياري، معامل الاختلاف.
- 4-1 الارتباط correlation والانحبيدار Regression أنواع الارتباط، قياس الارتباط الانحدار ومفهومية، الانحدار الخطي البسيط، معادلة خيط الانحدار.
 - 1-5 استخدام برمجية spss في حل الملسائل.
 - 6-1 تىمارىيىن Exercise.

الفَيَطِينِكُ الْأَوْلِي

مفاهيم أساسية في الإحصاء Statistical Concepts

1-1 المفاهيم الإحصائية Statistical Concepts

مفهوم الإحصاء Definition of Statistics

بحمــوعة الطــرق العلمــية التي تعنى بجمع وتصنيف وتبويب وتفسير وتلخيص وتقييم البــيانات والخــروج مــنها باستنتاجات حول المحتمع من خلال اعتماد جزء صغير من المحتمع (العينة).

الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics

جمع المعطيات وتحليلها ووصفها وإظهارها بصيغة مفهومة وذات مدلول والتعامل مع المعطيات الإحصائية من دون تعميم، وعرضها عن طريق الجداول والرسوم البيانية وغيرها.

الإحصاء الاستدلالي Inferential Statistics

تحليل وتفسير وتقدير واستخلاص الاستنتاجات بالاعتماد على عينة من المحتمع للتوصل إلى قرارات تخص الجحتمع ويتعامل مع التعميم والتنبؤ.

المعطيات الإحصائية Statistical Data

البيانات والمعلومات الإحصائية المتعلقة بالظواهر الإدارية والاحتماعية والتربوية وتختلف المعطسيات مسن حيث نوعها وطبيعتها باختلاف الظاهرة المطلوب قياسها وباختلاف منهجية البحث والأدوات الإحصائية المستخدمة.

البيانات Data: مشاهدات، علامات، مقادير، يعبر عنها بأرقام.

البيانات غير المبوبة Ungrouped Data: البيانات الأولية أو الأصلية التي جمعت و لم تبوب. البيانات المسبوبة Grouped Data: البيانات التي بوبت وفرغت في جدول توزيع تكراري.

العطيات الكمية Quantitative Data

تصف الظاهرة بشكل رقمي عن ظاهرة معينة، مثل علامة الطالب وسعر السلعة.

العطيات النوعية Qualitative Data

تصف الظاهرة المعنية بشكل غير رقمي عن ظاهرة معينة، مثل الجنس، اللون.

التوزيع Distribution: محموعة مشاهدات مهما كان عددها.

المجتمع Population: محتمع بيانات أو مشاهدات أو علامات يحدد هويته الباحث.

مجتمع العينة Sample Population: المحتمع الذي تؤخذ منه العينة.

العينة Sample: محموعة حزئية من المحتمع.

المؤشر Index: تدل على جميع مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتياط) سواء محسوبة لعينات أو لمحتمعات.

مؤشرعينة (إحصائي) Statistic: ويستخدم للعينات، مثل الوسط الحسابي لعينة 'X'. مؤشرعينة (إحصائي) Parameter: ويستخدم للمحتمع، مثل الوسط الحسابي لمختمع للم

لكل توزيع خصائص (توصيف) هي: مقاييس النرعة المركزية.

* الرمسوز الإحصائية Statistical Symbols

في الإحصاء الاستدلالي تستخدم إحصاءات العينة كتقديرات لمعالم المحتمع المناظر.

المعنى	رموز المجتمع	المعنى	رموز العينة
متوسط محتمع.	μ_{x}	متوسط عينة	x*
تباين مجتمع.	σ^2_x	تباين عينة	S^2_x

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء		
المس الدون. مساهيم الساهيد ي الإحتصاد مساهيد على الإحتصاد مساهيد المحراف معياري لجمتمع.	انحراف معياري عينة	$\mathbf{S}_{\mathbf{x}}$
معامل ارتباط لجحتمع. $ ho_{xy}$	معامل ارتباط لعينة	$\mathbf{r}_{\mathbf{x}\mathbf{y}}$
π نسبة الجحتمع.	نسبة عينة	P
N عدد مشاهدات المحتمع.	عدد مشاهدات العينة	n
Number of Scores	عدد الشاهدات.	n
Sum of x	محموع المشاهدات.	$\sum \mathbf{x}$
Median	الوسيط.	$\mathbf{M}_{\mathbf{d}}$
Sample Mean of X's	الوسط الحسابي للعينة.	$\overline{\mathbf{X}}$
Mu; Population Mean	الوسط الحسابي للمحتمع.	μ
Raw Score	علامة خام.	X, Y
Frequency	التكرار.	f
Cumulative Frequency	التكرار التراكمي.	cf
Relative Frequency	التكرار النسبي.	rel.f
Degree Freedom	درجات الحرية.	đf
Sample Standard Deviation	انحراف معياري عينة.	$\mathbf{S}_{\mathbf{x}}$
Sample Variance	تباين عينة.	S_{x}^{2}
Population Standard Deviation	انحراف معياري لمحتمع.	σ_{x}
Population Variance	تباين جحتمع.	σ_{x}^{2}
Population Correlation Coeffi	معامل ارتباط بحتمع. icient	ρ
Sample Correlation Coefficient	معامل ارتباط عينة. nt	r
Standard Score	العلامة المعيارية.	Z
Standard Error of Mean	الخطأ المعياري للوسط.	$\sigma_{x'}$
Difference Score	الفرق بين البيانات. (X-Y)	Ð

معامل ارتباط بیرسون. Pearson Correlation Coefficient Sperman Correlation Coefficient معامل ارتباط سبیرمان.

r

 $\mathbf{r}_{\mathbf{s}}$

ر بوینت بایسیریال. Point-biserial Correlation Coefficient $\mathbf{r}_{\mathbf{p}\mathbf{b}}$

Regression Line Equation

معادلة خط الانحدار

Y=ax+b

ميل خط الانحدار. Slope of the Regression Line

b

نقطة تقاطع خط الانحدار. Y-intercept of the Regression Line r²

a

Coefficient of Determination

 $\overline{\mathbf{D}}$ معامل التحديد.

الوسط الحسابي للفروق. (Mean of Difference Scores (\(\sum D/n\)).

* المتغيرات Variables

المتغيرات Variables ما إحصائية أو عشوائية فالمتغير الإحصائي يمثل القيم التي تأخذها ظاهرة ما، والمتغير العشوائي عبارة عن ظاهرة نوعية أو كمية لا يمكن التنبؤ بما بشكل مسبق.

المستغير Variable: ظاهرة تظهر اختلافات بين قيمها، إذا اختلفت الخاصية عند أفراد بحمــوعة معينة كماً أو نوعاً نقول بألها هي المتغير، إذا كان الأفراد متساوين كماً أو متشابهين نوعاً بالنسبة لخاصية معينة تكون هي الثابت.

* تصنف المتغيرات حسب طبيعة المعلومات التي يؤديها القياس إلى:

Nominal Variables المتغيرات الاسمية -1

المستغيرات النوعسية التي لها عدد فئات محدد من دون أي وزن لهذه الفئات ولا يوجد أفضلية لأحدها على الآخر، وتستخدم لغايات التصنيف فقط.

مثال: متغير الجنس ويصنف فيه المحتمع إلى فئتين هما الذكور والإناث فلو رمزنا للذكور بالـرقم (1) والإنساث بالـرقم (2) فالأرقام ليس لها معنى حقيقي ولا يمكن إجراء العمليات الحسابية عليها.

مثال: إذا قسم الأفراد حسب الطول إلى طويل وقصير.

مثال: أوجه قطعة النقد وهي صورة وكتابة.

2- المتغيرات الترتيبية Ordinal Variables

متغير نوعي ذو عدد محدد من الفئات يمكن ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً، ولا يمكن تحديد الفروق بدقة بين القيم المختلفة. مثال: كبير وسط صغير.

مثال: A أكبر من B ولكن لا نستطيع معرفة كم يكبر A عن B.

مسئال: إذا كانست علامة جمال في مادة اللغة العربية أكثر من علامة فادي، وأن علامة فادي أكثر من علامة نبيل، فإننا نعرف هنا ترتيب الأفراد فقط.

3- المتغيرات الفئوية Interval Variables

المستغيرات الكمية التي يمكن إجراء العمليات الحسابية عليها وذلك دون أن تتأثر المسافة النسبية بين قيمها، ويميز هذا المتغير من خلال قيمة الصفر التي لا تعني عدم توافر تلك الصفة.

مثال: إذا حصل محمد على علامة (صفر) في اختبار اللغة الإنجليزية فهذا لا يعني أن محمد لا يعرف شيئاً في اللغة الإنجليزية.

مثال: إذا كانت درجة الحرارة تساوي (صفر) فهذا لا يعني عدم وجود درجة حرارة.

4- المتغيرات النسبية Ratio Variables

مـــتغيرات كمية ليس لها فئات محددة وهي تشبه المتغيرات الفئوية ولكن الصفر هنا يمثل عدم توفر الصفة، ومثال له المتغيرات الزمنية.

مثال: علامات الطلاب في مساق معين، أوزان الطلاب.

الإستخدام	المقياس
تصنيف	Nominal الاسمي 1
تصنیف + ترتیب	2 الترتيبي Ordinal
تصنيف + ترتيب + مسافة + صفر افتراضي	1.3– الفئوي
تصنیف + ترتیب + مسافة + صفر مطلق	4. – النسبي Ratio

* تصنف المتغيرات حسب وجود علاقة بين متغيرين إلى:

المستغير المستقل Independent Variable: وهو المتغير الذي يخضع لسيطرة الإحصائي أو الباحث.

2. المستغير التابع Dependent Variable: وهو المتغير الذي نتنبأ بقيمته من خلال معرفتنا لقيم المتغير المستقل.

مثال: إذا أراد مدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، حدد المتغير المستقل والمتغير التابع؟

المتغير التابع: تحصيل الطالب.

المتغير المستقل: عدد ساعات الدراسة.

مثال: أثر الغياب على تحصيل الطالب.

المتغير التابع: تحصيل الطالب.

المتغير المستقل: الغياب.

2-1 مقاييس النزعة المركزية

Measures of Central Tendency مقدمة:

لأي بمانات إحمصائية هناك خواص تساعد على إعطاء فكرة ومدلول عن وضع هذه البيانات ومن هذه الخصائص ما يلي:

- إحصائيات النزعة المركزية وتسمى بالمتوسطات واهم هذه المتوسطات هي: الوسط الحسابي والوسيط والمنوال، ونتمكن بواسطتها من تحديد موقع النقطة التي تتمحور حولها كافة القيم، ولكل من هذه الإحصائيات مزايا وعيوب، ويمكن استخدام أي منها بناء على عدة امور منها:

- شكل التوزيع: هل هو معتدل أم ملتو.
- مستوى القياس: هل هو اسمي، رتبي، فتوي، نسيي.
- إحمصائيات التمشتت: ويقصد بها حالة الانتشار التي تكون عليها البيانات حول المتوسط، وأهم هذه المقاييس المدى والتباين والانحراف المعياري.

Arithmetic Mean (\overline{X}) الوسط الحسابي -1

الوسط الحسابي هو معدل المشاهدات في التوزيع. الوسط الحسابي هو محموع قيم المشاهدات على عددها.

* الوسط الحسابي للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

$$\overline{X} = \Sigma X_i$$
 الوسط الحسابي $m = \frac{N}{2}$ العمام الحسابي عددها n

حيث أن:

X : رمز الوسط الحسابي للعينة ويقرأ اكس بار.

Σ : رمز المجموع ويقرأ سيحما.

: رمز المشاهدة.

n : عدد المشاهدات في العينة.

* الوسط الحسابي للبيانات المبوبة Grouped Data

$$\overline{X} = \underline{\Sigma X_i * F_i}$$

$$\Sigma F_i$$

مراكز الفئات. X_i

: **F**i : التكرار.

* الدلالات الإحصائية للوسط الحسابي Statistical Significance for Mean

- كلما ارتفعت قيمة الوسط الحسابي للعلامات دل ذلك على أداء أفضل، بشرط أن لا تكون هناك قيم متطرفة عالية أدت إلى ارتفاع الوسط الحسابي .
- كلما كانت العلامات موزعة على جانبي وسطها الحسابي بشكل متماثل ومتساو كان التوزيع معتدلاً وكاشفاً عن الفروق بين الطلاب بصورة أفضل.

* خصائص الوسط الحسابي Mean's Characteristics

- يعتمد على جميع المشاهدات.
- ■سهل الفهم والتفسير، ويتم حسابه بسهولة وسرعة.
- يتأثر بالتحويلات الخطية، ولا يتأثر باختلاف العينات في المحتمع.
 - مقياس الترعة المفضل عند الحديث عن الإحصاء الاستدلالي.
 - جموع انحرافات القيم عن وسطها الحسابي يساوي صفراً.

* عيوب الوسط الحسابي Mean's Deficiencies

- لا يمكن قياسه بالطرق البيانية.
- قابليته للتأثر بعدد قليل من المشاهدات المتطرفة.
- لا يمكن حسابه في التوزيع ذي الفئات المفتوحة.

Median (M_d) الوسيط -2

المشاهدة التي تقسم التوزيع إلى نصفين بحيث يكون فوقها 50% من المشاهدات ودونها 50% من المشاهدات . 50% من المشاهدات .

الوسيط: المشاهدة التي تقع في منتصف التوزيع. وهو المئين 50 (P50).

لحساب الوسيط:

- نعمل على ترتيب البيانات تصاعدياً أو تنازلياً.
- "إذا كان عدد البيانات فردياً تكون المشاهدة التي ترتيبها (1+n)/2 هي الوسيط.
- إذا كـان عـد البـيانات زوجياً يكون معدل المشاهدتين اللتان ترتيبهما (n/2) و
 1+(n/2) هو الوسيط.

* الوسيط للبيانات المبوبة Grouped data

ت : التكرار التراكمي للوسيط.

ت ن التكرار التراكمي الصاعد للفئة السابقة لفئة الوسيط.

ت, : التكرار العادي لفئة الوسيط.

ط: طول الفئة.

$\mathbf{M_d} = \mathbf{L} + \underline{(\Sigma f_1/2) - f_1} * \mathbf{H}$ $\mathbf{f_2 - f_1}$

حيث أن:

L: 1 الحد الأدني الفعلى لفئة الوسيط. H: 1 طول الفئة. $(\Sigma \, F_i \, / 2): 1$ قيمة موقع الوسيط.

f1 : التكرار المتجمع السابق لموقع الوسيط f2 :التكرار المتجمع اللاحق لموقع الوسيط

خصائص الوسيط Median's Characteristics

- يمكن احتسابه للجداول المفتوحة.
- يمكن احتسابه في حالة فقدان بعض المقيم شرط ان يكون ترتيبها معروفاً.
 - سهولة احتسابه، يمكن إيجاده بيانياً.
 - لا يتأثر بالقيم المتطرفة، موقعه يتوسط البيانات.
 - لا يعتمد على قيم البيانات وإنما يعتمد على موقعها.
 - يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة).

عيوب الوسيط Median's Deficiencies

- ■حساس للقيم الوسيطة.
- إذا كان عدد المشاهدات قليل فالوسيط قد لا يعبر بصورة واضحة صحيحة عن مركز
 تجمع المشاهدات.

:Mode (Mo) المنوال (-3

العلامة أو مركز الفئة أو الصفة التي تقابل أعلى تكرار في التوزيع.

القيمة الأكثر تكراراً أو الظاهرة الأكثر شيوعاً.

* المنوال للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

- ليس من الضروري وجود منوال للبيانات.
- * المنوال للبيانات المبوبة Grouped Data

1- طريقة الفروق (بيرسون):

- تحديد الفئة المنوالية: وهي الفئة التي يقابلها أكبر تكرار.
 - استخدام الصيغة التالية لحساب قيمة المنوال

$$d_1$$
 $M_0 = L + ---- * H$
 $d_1 + d_2$

H: طول الفئة.

حيث ان: 1: الحد الأدبي الفعلى للفئة المنوالية.

dı : تكرار الفئة المنوالية - تكرار الفئة السابقة

d₂ : تكرار الفئة المنوالية – تكرار الفئة اللاحقة

2- طريقة الرافعة

$$\mathbf{M}_{o} = \mathbf{L} + - - + \mathbf{H}$$

$$\mathbf{d}_{a} + \mathbf{d}_{b}$$

حيث ان: L : الحمد الأدبي الفعلى للفئة المنوالية. da : تكرار الفئة اللاحقة.

 $d_b: H$: طول الفئة السابقة.

الحد الأدنى الفعلي للمحقة اللاحقة اللاحقة المنوال = \frac{1}{2} المنوال الفئة المتوالية للتوالية للخواد الفئة المتوالية المتو

خصائص المنوال Mode's Characteristics

- ◄ محدود الاستعمال ، و يتأثر كثيراً بحجم العينة.
- الإحسائي الوحسيد الذي يمكن استعماله عندما تكون البيانات الإحصائية بمستوى القياس الاسمي.

- يمكن استعماله عندما تكون البيانات رتبيه أو فئوية أو نسبة.
- لا يعتمد على جميع قيم البيانات وإنما يعتمد على القيم المتكررة.
 - يتأثر بطول الفئة في التوزيع، ويمكن إيجاده بيانياً.
 - ■يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة).
 - لا يتأثر بالقيم المتطرفة.
 - قد يكون للتوزيع أكثر من منوال.
- لا يدخل كثيراً في تحليلات إحصائية خارج نطاق وصف البيانات.
 - يمكن احتسابه للجداول المفتوحة.
 - اقل تعبيراً كمتوسط عندما تكون القيم منتشرة على مدى واسع.
 - يمكن أن يكون للبيانات أكثر من منوال واحد.
- مسئال 4-11: البسيانات التالية: 5، 10، 27، 32، 18، 10، 40، 32 ليس من الضروري وجود منوال للبيانات.
 - المنوال يمكن أن يحسب للمتغيرات الكمية والمتغيرات النوعية.

: Percentiles (Pi) المئينات -4

مقسياس يتم بموحبه تقسيم البيانات إلى 100 جزء متساوي وبالتالي يوجد 99 مئين. وهو قيمة معينة ضمن التوزيع تسبقها أو تليها نسبة مئوية معينة من المشاهدات الداخلة فيه.

المسئين ك: المسشاهدة التي يقل عنها أو يساويها ك% من المشاهدات، ويرمز للمئين ك بالرمز من إن قيمة المئين أن تحسب عن طريق الصيغة التالية:

$$P_i = L + \underline{(i \sum f_i) / 100! - f_1} * H$$

 $f_2 - f_1$

* إيجاد المئين للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

تعسريف: السرتبة المئينسية لمشاهدة ما هي النسبة المئوية للتكرار التراكمي المقابل لتلك المشاهدة بالنسبة إلى مجموع التكرارات.

(1+1) (عدد البيانات * (عدد البيانات) (عدد البيانات) إيجاد رتبة المئين المطلوب = (ترتيب المئين /100

Rank
$$P_k = k(n+1)/100$$
 (n+1) * رتبة المئين = ك $\frac{k}{100}$

* إيجاد المئين للبيانات المبوبة Grouped Data

 $(i \sum f_i) / 100$: إيجاد موقع أي مئين يتم تحديده كالآتي: (100 مؤلى مئين يتم تحديده)

 $(8^{\prime}, \sum f_i) / 100$ هو القيمة P80 هو المئين ثمانين P80

تحديد التكرار الصاعد المقابل للمئين المطلوب.

تحديد فئة المئين المطلوب: وهي أول فئة تقابل تكرار صاعد يساوي أو يزيد عن التكرار الصاعد للمئين.

المئين ك= الحد الأدنى الفعلي لفئته +
$$\frac{(200)^{+}}{(100)}$$
 معدى الفئة السابقة المئين ك= الحد الأدنى الفئة المئين تكرار عادي لفئة المئين

إن قيمة المئين i تحسب عن طريق الصيغة التالية:

$$P_i = L + \underline{(i \sum f_i) / 100} - f_1 * H$$

 $f_2 - f_1$

3-1 مقاييس التشتت Measure Dispersion or Variation

تستخدم مقاييس التشتت لقياس انتشار قيم المشاهدات حول نقطة التركز وهي الوسط الحــسابي، وإن المقــصود بالتشتت أو الاختلاف هو التباعد الموجود بين قيم المشاهدات التابعة لمتغير ما عن وسطها الحسابي.

إذا كـــان لديــنا مجموعتان من البيانات لها نفس الوسط الحسابي فمن الممكن أن تكونا مختلفتين في انتشارهما حول الوسط الحسابي.

كلما كسبرت قيم مقاييس التشتت دل ذلك على درجة كبيرة من الاختلاف بين قيم البيانات، وكلما صغرت قيم مقاييس التشتت دل ذلك على درجة قليلة من الاختلاف بين قيم البيانات.

لذلك هذه المقاييس تعطي فكرة عن مدى تجانس أو اختلاف البيانات عن مركزها ويدل ذلك على درجة انتشارها.

وهناك عدة مقاييس للتشتت وهي:

- - 2. الانحراف المتوسط (MD) Mean Deviation
- Variance (σ^2)
 - 4. الانحراف المعياري (Standard Deviation (o
 - 5. معامل الاختلاف (Coefficient Variation (CV)

Range (R) المدى -1

يعسرف المسدى لمجمسوعة من البيانات على انه الفرق بين اكبر قيمة واصغر قيمة لتلك المجموعة، ويرمز له بالرمز R.

* المدى للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

المدى = اكبر قيمة - اصغر قيمة - اصغر قيمة - اصغر قيمة المدى = اكبر قيمة - اصغر قيمة

* المدى للبيانات المبوبة Grouped Data

بمـــا أن اصغر قيمة واكبر قيمة مجهولة في حالة المعطيات المبوبة فان قيمة المدى التقديرية

هی:

المدى للتوزيع = مسركـز الفئة الأخيرة - مركز الفئة الأولى

= الحد الأعلى للفئة الأخيرة - الحد الأدنى للفئة الأولى

= الحد الأعلى الفعلي للفئة الأخيرة - الحد الأدنى الفعلي للفئة الأولى

* عيوب المدى Range's Deficiencies

- 1. يتأثر بالقيم الشاذة والمتطرفة.
- 2. لا يستخدم في حالة المعطيات المبوبة التي تتضمن فئات مفتوحة.

* مزایا المدی Range's Characteristics

- 1. سهولة الفهم.
- 2. سهولة حسابه.
- 3. كثرة استخدامه في الأوساط العامة.

Mean Deviation (MD) الانحراف المتوسط -2

الوسط الحسابي للقيمة المطلقة لانحراف تلك القيم عن وسطها الحسابي.

معدل انحراف المشاهدات في التوزيع عن وسطه الحسابي.

* الانحراف المتوسط للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

 $MD = \underline{\Sigma}[\underline{x_i} - \overline{X}]$

حيث: M_D ، أ.م : الانحراف المتوسط.

الوسط الحسابي. $\overline{\mathbf{X}}$: الوسط الحسابي.

Xi ، س: المشاهدات.

* الانحراف المتوسط للبيانات المبوبة Grouped Data

بافتسراض أن كافة القيم الواقعة ضمن الفئات هي عند مركز هذه الفئات فإن الانحراف المتوسط عسبارة عسن مجموع انحرافات قيم مراكز هذه الفئات عن الوسط الحسابي مضروبة بتكراراتها ثم قسمة الناتج على مجموع التكرارات.

$$\mathbf{MD} = \underline{\mathbf{\Sigma} \ \mathbf{D}_i * \mathbf{f}_i} \\ \underline{\mathbf{\Sigma} \mathbf{f}_i}$$

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

حيث

$$|\mathbf{x}_i - \overline{\mathbf{x}}|$$
 : \mathbf{D}_i : \mathbf{D}_i : \mathbf{D}_i : \mathbf{D}_i : \mathbf{T}_i : \mathbf{X}_i : \mathbf{X}_i : \mathbf{X}_i

* عيوب الانحراف المتوسط Mean Deviation Deficiencies

- أ. نـادر الاسـتخدام بسبب كون عملية احتسابه تعتمد على القيم المطلقة والتي تحمل الإشارة.
 - 2. عدم إمكانية استحدامه مع الجداول التكرارية ذات الفئات المفتوحة.

* مزايا الانحراف المتوسط Mean Deviation Characteristics

1. في احتسابه يتم شمول كل القيم المطلوب تقدير قيمة تشتتها.

(σ^2) Variance التباين -3

هو الوسط الحسابي لمربعات انحرافات القيم Xi عن وسطها الحسابي X. القيمة المرتفعة للتباين تعني أن الأشياء متباينة، متباعدة، متناثرة، غير متحانسة. القيمة المنحفضة للتباين تعني أن الأشياء غير متباينة، متقاربة، متحانسة.

التباين للبيانات غير المبوبة Ungrouped Data

$$\frac{2(---)}{0} = \frac{2}{2} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{2(---)^{2}}{0} = \frac{2}{2} = \frac{2}{2}$$

$$\sigma^{2} = \frac{\sum (x_{i} - \overline{X})^{2}}{n}$$

$$\sigma^{2} = \frac{\sum x_{i}^{2} - n \overline{X}^{2}}{n}$$

$$\sigma^{2} = \frac{\sum x_{i}^{2} - [(\sum x)^{2} / n]}{n}$$

* التباين للبيانات المبوبة Grouped Data

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma(x_{i} - \overline{X})^{2} * f_{i}}$$

$$\sum_{j=1}^{\infty} f_{j}$$

$$\sigma^{2} = \underline{\Sigma(x_{i} - \overline{X})^{2} * f_{i} - n * \overline{X}^{2}}$$

$$\sum_{j=1}^{\infty} f_{j}$$

Standard Deviation (σ) الانحراف المعياري –4

الانحراف المعياري من أكثر مقاييس التشتت شيوعاً وأهمية، وهو الجذر التربيعي لمتوسط مسربعات انحسرافات القسيم عن متوسطها الحسابي، وإن الانحراف المعياري هو الجذر التربيعي للتباين.

لحساب الانحراف المعيارى:

- "إيجاد المتوسط الحسابي للمشاهدات.
- إيجاد انحرافات القيم المختلفة عن المتوسط الحسابي ومن ثم تربيعها، ثم جمعها.
 - "إيجاد متوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي.
 - إيجاد الجذر التربيعي لمتوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي.

القانون الأساسي للانحراف المعياري:

$$\sigma = \sqrt{\sum (\mathbf{X} - \overline{\mathbf{X}})^2/n} = \sqrt{\sigma^2}$$

الانحراف المعياري = الجذر التربيعي للتباين

الشكل العملي لقانون الانحراف المعياري

تعـــتمد هذه الصيغة على القيم الأصلية، ولا يدخل المتوسط أو الانحرافات عن الوسط الحسابي في حسابها بشكل مباشر، وتكون المعادلة على الشكل التالى:

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

$$\sigma = \sqrt{\left(\frac{\Sigma x^2}{n}\right) - \left(\frac{\Sigma x}{n}\right)^2}$$

$$\sigma = \sqrt{(\Sigma x_i^2 - [(\Sigma x)^2 / n]) / n}$$

حيث أن: X: المشاهدات. n: عدد المشاهدات.

* خصائص الإنحراف المعياري - Standard Deviation Characteristics

1- يعتبر من أكثر مقاييس التشتت استحداماً وأهمية.

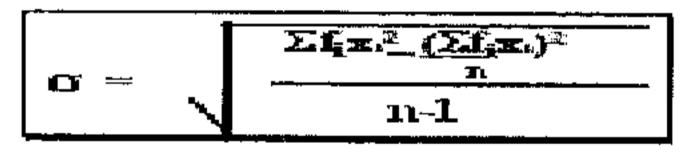
2- يتأثر بالتحويلات الخطية.

3- يعتمد في حسابه على جميع المشاهدات.

4- في التوزيعات القريبة من التوزيع الطبيعي نلاحظ أن:

- 68.27% من البيانات تقع في مدى انحراف معياري واحد عن الوسط.
 - \$95.45 من البيانات تقع في مدى انحرافين معياريين عن الوسط.
- \$1.79 % من البيانات تقع في مدى ثلاثة انحرافات معيارية عن الوسط.

* الانحراف المعياري للبيانات المبوبة Grouped Data

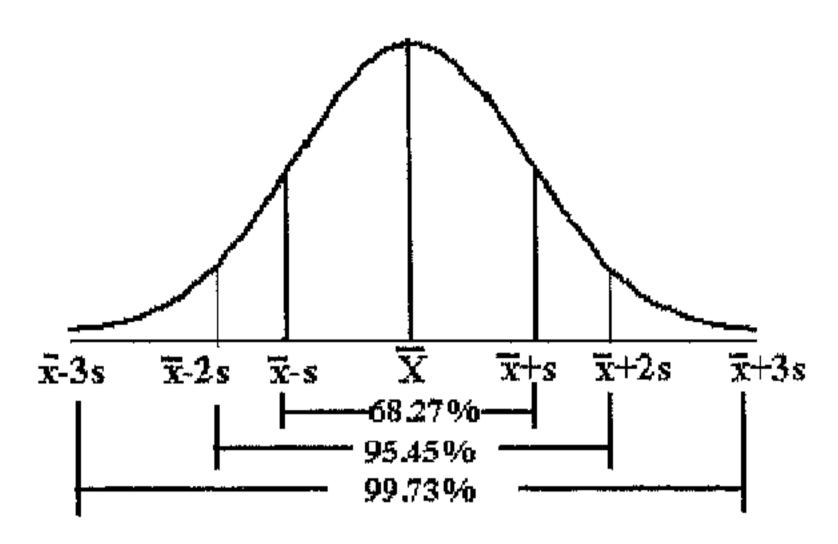


، fi: التكرار. ، n: عدد المشاهدات.

Xi: مركز الفئة.

* تفسير الانحراف المعياري Standard Deviation Explanation

يسستخدم الانحسراف المعياري بشكل عام كأحد مقاييس التشتت، وذلك لمعرفة عدد المـــشاهدات و نـــسبتها والتي تقع على بعد معين من الوسط الحسابي \overline{X} حيث انه وباستخدام الصيغة التجريبية (في التوزيعات المتماثلة والطبيعية) نلاحظ أن نسب المشاهدات تكون كما هو موضح بالشكل(1).



شكل(1): الصيغة التجريبية للتوزيع المتماثل.

في الستوزيعات الطبيعسية نتوقع أن 68.27% من القيم تقع على بعد انحراف معياري حسول الوسط، وأن 95.45% من القيم تقع على بعد انحرافين معياريين حول الوسط، وأن 99.73% من القيم تقع على بعد ثلاث انحرافات معيارية حول الوسط، أما في التوزيعات غير المتماثلة نتوقع الحصول على نسب مختلفة عن تلك.

ولتوضيح عملية استخدام الانحراف المعياري لتفسير عينة ما، يجب إيجاد الفترات $\overline{X} \pm 3$ ، $\overline{X} \pm 2s$ ، $\overline{X} \pm 2s$

Coefficient of Variation (CV) معامل الاختلاف -5

إن معامسل الاختلاف يفضل عن الانحراف المعياري وغيره من مقاييس التشتت لمقارنة تشتت البيانات بين عدة جحموعات من البيانات.

إن معامل الاختلاف يعطي نسبة الانحراف المعياري إلى الوسط الحسابي، وبما أن معامل الاختلاف هـو مقياس لقياس التغير النسبي على شكل نسبة مئوية، لذلك معامل التغيير يمكن استخدامه لمقارنة التشتت داخل عدة مجموعات من البيانات حتى وان كانت وحدات القياس لهذه المجموعات مختلفة.

ويحسب من خلال المقارنة بين الوسط الحسابي والانحراف المعياري للبيانات حسب :

$$CV = \frac{Sx}{X} * 100\% \qquad or \qquad CV = \frac{\sigma}{\mu} * 100\%$$

معامل الاختلاف = (الانحراف المعياري/الوسط الحسابي)* 100% كلما كان معامل التغير كبير يعني ذلك وجود تباين واختلاف بين المشاهدات.

4-1 الارتباط Correlation والانحدار Regression

إن نظرية الارتباط تظهر قوة العلاقة بين متغيرين مع إمكانية تحديد نوع وقوة العلاقة بين الظواهـر، كالعلاقـة بـين مستوى التعليم والأداء، والعلاقة بين معدل الثانوية العامة ومعدل الخامعة، والعلاقة بين المستوى الاقتصادي والتحصيل.

إن الهدف من تحليل الارتباط Correlation هو معرفة وجود علاقة بين متغيرين أو X_i Uriable عمدوعة من المتغيرات المستقلة Independent Variables (X_i) مع المتغير التابع Dependent (Y_i) مدن عدم وجودها، وهناك عدة مقاييس لتحديد درجة العلاقة والارتباط بين المتغيرات.

الارتباط Correlation: علاقة بين متغيرين لمعرفة ما إذا كان تغير أحدهما مرتبطاً بتغير الآخر. الآخر.

- أنواع الارتباط Types of Correlation -

* من حيث القصوة Based on Strength

- 1. ارتباط تام Complete Correlation: يتحدد متغير كلياً عن طريق متغير آخر. مثال) العلاقة بين مساحة الدائرة و نصف قطرها.
 - ارتباط غير تام Partial Correlation: يتأثر متغير معين بمتغير آخر.
 مثال) حجم الإنفاق ودخل الأسرة.

* من حيث عدد المتغيرات Based on Number of Variables

ارتباط بسيط Simple Correlation :r ارتباط بين متغيرين كميين فقط.
 مثال) العلاقة بين عمر الأب وعمر الطالب.

2. ارتــباط متعدد Multiple Correlation :R يدرس العلاقة بين أكثر من متغيرين، X_i تكون العلاقة بين المتغير التابع Y وعدة متغيرات مستقلة X_i

مثال) العلاقة بين حجم المبيعات وعدد الأسواق وعدد السكان.

* قياس الارتباط Measures of Correlation

أ- معامل ارتباط بيرسون الخطي Person Linear Correlation Coefficient معامل ارتباط بيرسون يقيس قوة واتجاه العلاقة الخطية فقط بين متغيرين كميين.

ب- معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman Correlation Coefficient

يـــستخدم معامـــل ارتباط سبيرمان ومعامل كندال تاو لقياس قوة الارتباط بين متغيرين ترتيبيين Ordinal.

Regression Concept الانحدار ومفهومة

في دراسة العلاقة بين ظاهرتين أو أكثر إذا كان الهدف تحديد نوع وقوة العلاقة فإننا ندرس الارتسباط Correlation، أما إذا كان الهدف دراسة العلاقة من خلال التمثيل البياني بأفضل علاقة اقتران ممكنة بالشكل (Yi = f(x) فإننا ندرس الانحدار Regression ويسمى المستقيم أو المستحين الذي يمثل هذه الاقتران بمستقيم أو منحني الانحدار، وهو من الأساليب الإحصائية المستخدمة لتحديد التأثيرات بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع عن طريق معادلة الانحسدار للتنسبؤ بقيمة المتغير التابع بدلالة المتغيرات المستقلة، فإذا كان عدد المتغيرات المستقلة واحد فيسمى انحدار خطي بسيط Simple Linear Regression، أما إذا كان عدد المتغيرات المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد متعدد متعدد متعدد المتعدر متعدد المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد متعدد متعدد المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد متعدد المتعدد المتعدد المتعدد المستقلة أكثر من واحد فيسمى انحدار متعدد متعدد المتعدد المتعدد المتعدد المتعدد المستقلة أكثر من واحد فيسمى المحدار متعدد متعدد المتعدد ال

الأنحدار Regression:

للانحدار عدة تعريفات منها:

- ■الميل أو الإنحدار نحو الوسط.
- ■إيجاد النموذج الذي يمثل العلاقة السببية بين متغيرين أو أكثر.

- الله التنبؤ بقيمة متغير عن طريق معرفة متغير آخر مرتبط به، مثل التنبؤ بالأرباح إذا عرفت المبيعات.
- ■العلاقـــة بين المتغيرات من خلال بناء معادلة تستخدم للتقدير والتنبؤ بقيمة المتغير التابع Y بدلالة متغير أو متغيرات مستقلة Xi ، مثل العلاقة بين الدخل والطلب.

التنبق:

تقدير بيانات غير معروفة مبنية على بيانات معروفة وذات صلة بالظاهرة. الانحدار يفترض وجود علاقة خطية قوية.

تحليل الانحدار Regression Analysis:

الأساليب التي تستخدم في تقدير قيمة متغير عند معرفة قيم متغير آخر.

تحليل الانحدار الخطي الثنائي Bivariate Linear Regression: يستخدم لتمثيل العلاقة على شكل معادلة خطية للتنبؤ بقيمة متغير من حلال قيم متغير آخر، ويكون المتغير الأول كمياً ويسمى المتنبيء ويكون المتغير الثاني كمياً ويسمى المتنبأ به.

* أهداف تحليل الانحدار Regression Analysis Objectives

- X_i تحديد العلاقة بين المتغير التابع Y والمتغيرات المستقلة X
- 2. التنبؤ بقيمة المتغير التابع Y عن طريق المتغيرات المستقلة Xi
 - 3. الاستنتاج حول الجحتمع من خلال المعادلة التقديرية.
- 4. اختبار الفروق بين خط الانحدار التقديري وخط الانحدار الحقيقي.

* الانحدار الخطى البسيط Simple Linear Regression

هسو السبحث في العلاقة بين متغيرين فقط وهما المتغير التابع Y والمتغير المستقل X، وإن معادلة الانحدار في المحتمع هي:

$\mathbf{Y}_{i} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta} \mathbf{X}_{i} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i}$

X: المتغير التابع. X: المتغير المستقل. α : معامل ثابت. β : ميل الانحدار.

Disturbance term error الأشياء الأخرى التي تسبب الخطأ ϵ_i

المستغير المستقل Independent Variable: المتغير الذي يستخدم في تقدير قيم المتغير الآخر (السبب).

المتغير التابع Dependent Variable: المتغير الذي نقدره (الأثر).

التسباين Variance: وحسود فروق بين المشاهدات، مسافات، إذا كانت كبيرة يكون التباين كبير، وإذا كانت صغيرة يكون التباين صغير، وإذا انعدمت انعدم التباين.

إذا اعتمدت معادلة الانحدار على بيانات العينة نستعيض عن lpha بالرمز eta وعن eta بالرمز b وتصبح

$$\hat{y}_i = a + bX_i + e_i$$

 $e = (Y - \overline{Y})$

معادلة الانحدار في العينة هي:

 $\hat{y} = a + bX_i$

Y: المتغير التابع. X: المتغير المستقل. a: ثابت. b: معامل انحدار.

إن خط الانحدار يمر من خلال نقطة الوسط $(\overline{X},\overline{Y})$ ، لذلك فإن بحموعة الأخطاء دائماً $\sum e_i = 0$ تساوي صفر

* معادلة خط الانحدار Regression Equation

1- المعادلة التقديرية للانحدار الخطى البسيط Equation Estimation

$$\mathbf{Y_i} = \mathbf{E}(\mathbf{Y_i}) + \mathbf{\varepsilon_i}$$
$$\mathbf{Y_i} = \mathbf{a} + \mathbf{b}\mathbf{X_i} + \mathbf{e_i}$$

ei : الخطأ العشوائي.

2- طريقة المربعات الصغرى Least Squares Method

حمستي نقدر ميل خط الانحدار غير المعلوم بواسطة طريقة المربعات الصغرى والتي تعتمد على تقليل مجموع مربعات انحرافات القيم الحقيقية y_i عن القيم التقديرية \hat{y}_i حيث \hat{y}_i تمثل الميل وهو نسبة تغير قيمة المتغير التابع y إلى وحدة واحدة من المتغير المستقل x وان a تمثل معامل الستقاطع والذي يعني مقدار قيمة y عندما تكون قيمة المتغير المستقل x = صفراً. وذلك بإتباع الحطوات التالية:

eta, lpha, E(y) هي تقدير $\hat{y}=a+bX$ هي تقدير \hat{y}_i هي التقديري \hat{y}_i عن القيمة التقديرية \hat{y}_i يكون بمقدار \hat{y}_i وهي \hat{y}_i عن القيمة التقديرية \hat{y}_i يكون بمقدار \hat{y}_i وهي \hat{y}_i عن القيمة التقديرية \hat{y}_i عن التقدير \hat{y}_i عن التقديرية \hat{y}_i عن التقدير \hat{y}_i عن التقدير \hat{y}_i عن التقديرية \hat{y}_i عن التقدير \hat{y}_i عن التقدير \hat{y}_i عن التقديرية \hat{y}_i عن التقدير \hat{y}_i عن التقديرية ألم التقدير \hat{y}_i عن التقدير \hat{y}_i

x, y ويمكسن حساب معامل الانحدار b إذا علمنا بقيمة معامل الارتباط البسيط بين
 كالتالى:

$$b = \underline{S}_{x} * r_{xy}$$

$$S_{x}$$

$$r_{xy} = \underline{S}_{xy}$$

$$S_{x}S_{y}$$

ستعويض قيم a,b نحصل على خط الانحدار التقديري كتقدير لخط انحدار المحتمع $E(Y)=\alpha+\beta X$

أ- معادلة خط انحدار ص على س هي:

ص = أ + ب س التنبؤ بقيمة ص إذا علمت قيمة س

 $\mathbf{v} = (\mathbf{\sigma} / \mathbf{\sigma}_{\omega}) = \mathbf{v}$

ب- معادلة خط انحدار س على ص هي:

س = أ + ب ص التنبؤ بقيمة س إذا علمت قيمة ص

 $\varphi = (\sigma \sigma_{\omega} \sigma_{\omega})^*$ ر

ب <u>حرسر سر) - ن ، سن ، سن</u> ب <u>حرث - ث ، سن²</u>

- * خواص مقدرات طريقة المربعات الصغرى
- خاصية عدم التحيز.
 خاصية أقل تباين ممكن.
- Multiple Linear Regression

* الانحدار الخطى المتعدد

الانحدار المتعدد (متغيرين مستقلين) Two Independent Variables الانحدار المتعدد (متغيرين مستقلين) تحليل الانحدار ملائم لمعرفة كم من التباين يستطيع المتغيران معاً أن يفسرانه من التباين في المتغير التابع.

بمعرفة تباين المقدار الذي يشرحه المتغير الأول، ومعرفة تباين المقدار الذي يشرحه المتغير الثاني، نستطيع أن نكشف عن الأهمية النسبية لكلا المتغيرين.

الافتراضات للانحدار المتعدد

- 1. أن المتغيرات المستقلة مستقلة (معامل الارتباط بينها 0).
- 2. أن المتغيرات الداخلة على يمين إشارة=في المعادلة يمكن أن يكون بينها ترابطات المتغيرات الداخلة على يمين إشارة=في المعادلة يمكن أن يكون بينها ترابطات المتغيرات المستقلة (متنبئات) Predictors المتغيرات المستقلة (متنبئات) Predictors المتغيرات المستقلة (متنبئات)
 - * معادلة الانحدار الخطى المتعدد

 $\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbf{x}_1 + \mathbf{b}_2 \mathbf{x}_2$

a: المقطع الصادي وهو بعد النقطة التي يقطع عندها خط الانحدار.

b₁: معامل الانحدار للمتغير الأول x₁ (وزن الانحدار)، تعني التغير في y الذي يقابل تغير x₁ وحدة واحدة مع بقاء الأشياء الأخرى ثابتة.

b₂: معامل الانحدار للمتغير الثاني x₂، تعني التغير في y الذي يقابل تغير x₂ وحدة واحدة مع بقاء الأشياء الأخرى ثابتة.

اختيار الأساليب الإحصائية الوصفية المستخدمة لمتغير واحد:

	س المناسبة	اساليب القيا		ئر عالسة ب
أخرى	المقاييس النسبية	تشتت	نزعه مركزية	نوع المتغير
	التكرار النسبي (% للتكرارات)	التكرار النسبي للقيمة المنوالية	المنوال	اسمي Nominal
	التكرار النسيي	نصف المدى الربيعي	الوسيط	رتبيOrdenal
معاملات الالتواء والتفرطح.	التكرار النسبي مثل النسبة، المينين الارباعيات	المدى المطلق. التباين الانحراف المعياري	المتوسط للتوزيع الاعتدالي. الوسط والمتوسط للتوزيع ملتو	فئوي أو نسبي Interval Or Ratio

1-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مثال 1-1)

اذا كانت الاستبانة التالية هي عبارة عن استجابة (10) طلاب على سؤال بتدريج ليكرت الخماسي وهو (ان التعليم العالي في الاردن في تطور مستمر)، وعلامات الطلاب بمادتي الاحصاء والقياس، كما تحتوي بعض المعلومات عن الطلبة المستحيبين لهذه الاستبانة.

		, , , , , , , , , , , ,	الب:	٥ وقعم الط
		🔷 انٹی	◊ ذكر	الجنس
🔷 رابعة	♦ ثالثة	♦ ثانية	◊ او لی	المستوي

ستمر)	ن في تطور مــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	لي في الارد درجة الموا	التعليم العاز	(ان ا	علامة	علامة		1.	± 14
معارض بش <i>د</i> ة	معارض	محايد	موافق	موافق بشدة	القياس	الأحصاء	المستوى	الجنس	الرقم
	<u> </u>		_		90	65	1	1	-1
					85	70	3	2	-2
					83	75	2	1	-3
			"""		95	80	4	1	-4
		!			90	60	3	2	-5
. !					_70	90	2	1	-6
		_			75	80	3	1	-7
				_	60	65	2	2	-8
					80	80	2	2	-9
_					50	55	1	1	-10

اجب عن الاسئلة التالية:

- 1- اعمل على ترميز المتغيرات الواردة بالسؤال اعلاه.
 - 2- ادخل البيانات الى البرنامج.
 - 3- احسب مقاييس الترعة المركزية.
 - 4- احسب مقاييس التشتت.
 - 5- ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟
 - 6- ما عدد أفراد العينة في كل مستوى؟
- -7 جد معامل الارتباط بين الجنس والمستوى وهل هو دال على مستوى (α =0.05).
- 8- حـــد معامـــل الارتـــباط بـــين علامة الاحصاء وعلامة القياس وهل هو دال على مستوى (α=0.05).
- 9- هــــل هناك علاقة بين مستوى الطالب ودرجة موافقته وهل هو دال على مستوى (α=0.05) ولصالح من؟

Q1 - اعمل على حفظ الملف تحت اسم -10

الحل:

1- اعمل على ترميز المتغيرات الواردة بالسؤال اعلاه.

عملية تحويل إجابات كل سؤال إلى أرقام أو حروف يسهل إدخالها إلى الحاسوب.

- مستغير الجسنس Sex وهسو (ذكر، أنثى)، حيث يعطى الرقم 1 للذكور والرقم 2 للإناث.

- المستوى الدراسي:

منة ثالثة.
 سنة ثالثة.

- أسئلة الاستبانة مصممة على أساس مقياس "ليكرت" الخماسي كما يلي:

موافق بشدة.

٥ موافق. ٥

o محايد. 3

ه معارض.

معارض بشدة.

SPSS برنامج العمل حدول ترميز للمتغيرات الواردة في مثال 1-1 ، بواسطة استخدام برنامج 1-1 يتم كما يلي:

* تشغيل نظام SPSS

Start – Programs – SPSS for Windows – SPSS10.0for Windows –

Type in data – Ok

Start Programs To SPSS for Windows 11 SPSS 10.0 for Windows 11 Tappe in date 0K

تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:

		o co figh	to be	e e	P'ARE	
				na <u>e 2016 de</u> menteuro, en erreta vivo espesie.	**************************************	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
	var	var	var	var	var	v:L
1	-				· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
2						
3						
4						*·-·-
5				•		
- G					"	
7						
3				1		
9			A CONTRACTOR OF THE PARTY OF TH		7	
101						i ·- ·

الخطوات المتبعه لتعريف المتغيرات: لنفرض أننا نريد تعريف المتغيرات الواردة في مثال 1-1 انقر على Variable View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه:

PM SH	Anny Date	isalis Hyelyn ind	ten 10.40k	riini w	And India.					
		le l	Dr. and	: Wi M		() Vokes	Newson and	Chionna	Kieus 945asi	
				Marie			1			<u></u>
4						 				

نعبيء الخانات أعلاه وهي Measure ، ... ، Type ، Name بالشكل التالي:
مثلا لادخال متغير الجنس نعبيء الخانات أعلاه وهي Name اسم المتغير ونكتب الجنس،
ثم نوع المتغير Type ونختار Numeric أي رقمي، ... ، وعند وصولنا إلى خانة Values وهي القيم المحتملة للمتغير نعبأها بالشكل التالى:

Value Labet		
yalue Label Yalue:	2	Cancel
Value Label:	انشهم ۱ = ''دگور'' کور''	
Change:		

وبعد الانتهاء من تعريف المتغيرات تظهر الشاشة كما هو مبين أدناه:

	e di una		ሳ - የተመማ የተ መና የ	recent the second	a particular			
		# 10 2		art was	# 10 mg 10 10 10 10			3.4) 60 m. 53 m. 10
Alterno	Pyget	Marks.	Dezerrez (che)	Value	Morang	Caleron	A For	Manager 1
, * 6 #	[神(四所以]		0	Na rue	Page 19		Service and the service of the servi	Table
To a second	Azertas ka	3	ū	11. E u.	files to the	2	Cade	Harry 2002
	Photograms		0	إمنة إيراني [1]	74186	į į	CAMP	Drafted.
	Parmaria	1	The second representation of the second repre	أأر المراقي المعلى []	Fag F P	(a)	Casie.	Candernal
.	THE RESIDENCE OF THE PARTY OF T	G:	Ď (†da de	Mise	A	Catter	Star
Sept.	PALEMENT		n or y page in the contraction of the contraction o	Naro	Fried Sign	9	Capie	er era

انقر على Data View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه:

				L D	<u>M</u> 1			3 Q		
الجيسر : 🕽								, , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,		
VIN 2007 (140-1672) - 170-170	a d	un-sinus on six nexts	البيسور	مائن ہے۔ مائن میں	النب	energy and the second s	4		erio	Total
Ì					:		,	\ { 		

2- ادخل البيانات الى البرنامج.

Input Data إدخال البيانات

	الركو	الجنون	النشوع:	108	, G.	19
	1	-1	1	4	6 5	90
2	2	2	3	4	70	85
3	3	1	2	4	75	63
	4	1	4	5	80	95
5	5	2	3	3	60	90
6	6	1	2	1	90	70
	7	1	3	3	80	75
8	8	2	. 5	5	65	60
9	9	2	2	2	80	80
3.40	10	1	1	1	55	50

بعد الانتهاء من ادخال البيانات.

3- احسب مقاييس الترعة المركزية.

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Frequencies

الرقم ﴿ الجنس ﴿		Variable(s	3 	المستدانة فالماها المالية المالية والمستدارة والمستدارة والمالية والمالية والمالية والمالية والمالية والمالية	OK
السننوي ا		فاس ش		•	Paste
					Aeset
	COSS AS CHES				Canost
		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·			Help
					: 4
Display freque	ncy lables		· · · · ·		
	Statis	stics Ch	arts	Format	

نعمل على وضع المتغيرات احصاء، قياس، س1 في قائمة :(Variable(s ثم نضغط زر Statistics فتظهر الشاشة أدناه:

Cancel Cust points inv (1) equal groupe (2) Median Percentile(s) (2) (3) (4) Sum Cancel Help Cancel Canc	Percentle Values			Central Ten	dency	Continue
Percedic(s):	T Quartiles			7 Mean		Cancel
	Cui points for), sammy Ator	mba 💮	Wedlan		Help
Ciare are group midpoints Distribution T Std. deviation Malaum T Std. deviation	l' Percentile(s):	india manarakan majara		₽ Wode		Manufactural of
Dispersion Distribution C Std. deviation Minimum C Skowness	i i i i i i i i i i i i i i i i i i i			7 Sum		
C Std. deviation Maintain C Skewness	Builde			Values er	e group nd	docimis
	·····································					
产品及MATKA 2000000000000000000000000000000000000				i ozawiie I Kurtosii		

نحدد مقاييس النزعة المركزية Central Tendency ثم نضغط زر

نضغط زر Charts فتظهر الشاشة أدناه:

Chart Type	Continu
C Nane	Cancel
C Barcharts	. <u>«меняную честь», «деня — — — — — — — — — — — — — — — — — — —</u>
C Pic charts	Help
ilistograms	·
ĭ⊽ With normal curve	
	•
Corresponding to the state of the contraction of th	

نحدد Histograms ونحدد With normal curve ثم نضغط زر Histograms ثم نضغط زر ok فتظهر شاشة المخرجات أدناه:

Statistics

		و لـــما	فبالمين	سن ۱
N	Valid	10	10	10
i	Missing	۵	0	[o]
Miean		72.00	77.80	3.20
Median		72.50	81.50	3.50
M ode		80	80	4
Sum		720	778	.32

Frequency Table

لمصياح

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Parcent
Valid	66	1	10.0	10.0	10.0
1	50	1	10.0	1 0 .0	20.0
	65	2	20.0	20,0	40.0
ŧ	70	1	10.0	10.0	50.0
1	75	1	10,0	10.0	60.0
1	80	3	30.0	30,0	90.0
ŀ	90	1	10.0	10,0	100.0
L	Tota!	10	100. 0	100.0	L

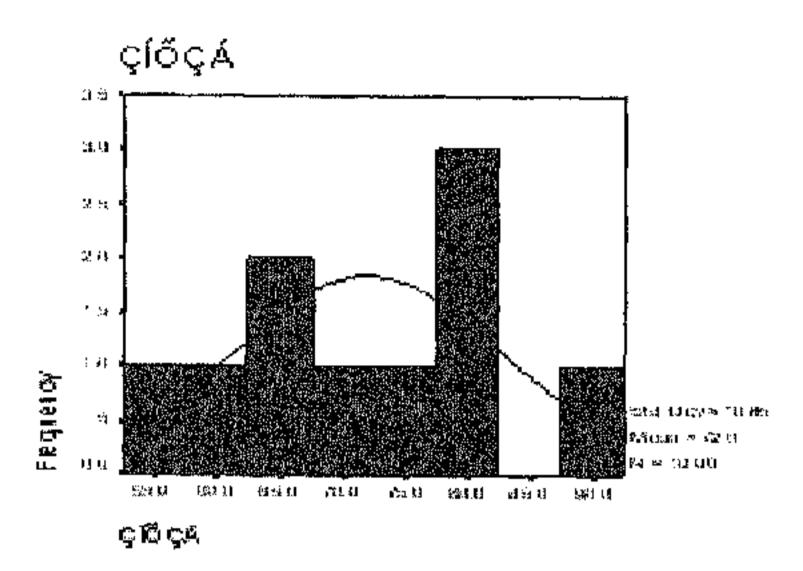
ليدعس

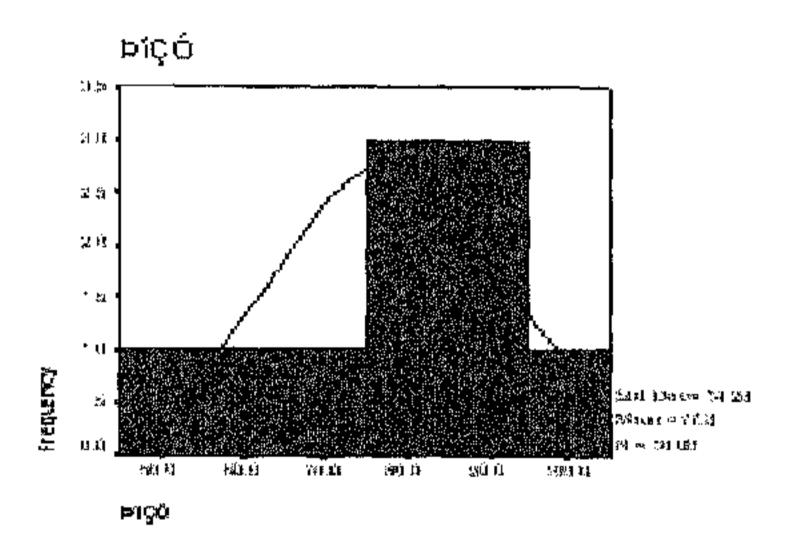
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Välld	80	1	10.0	10.0	10.0
	50	7	10.0	10.0	20.0
	70	1	10.0	10.0	30.0
	75	1 1	10,6	10.0	40.0
	80	1	10.0	10,0	50,0
	8 3	1	10.0	10.0	60.0
	95	1	10.0	10.0	70. 0
	9 0	2	20.0	20.0	90.0
	95	1	10,0	10.0	100.0
	T otal	10:	10 0.0		

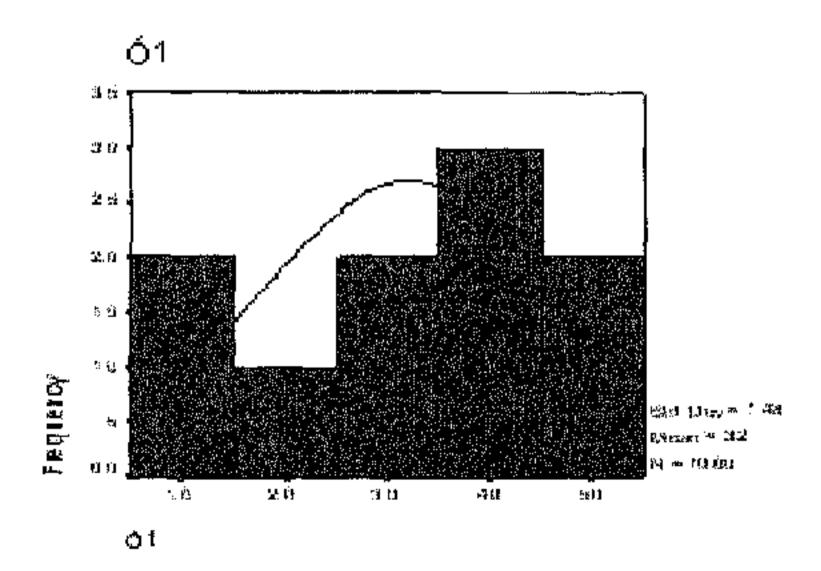
سق ۱

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 41	معفرضجت	2	20.0	20.0	20.0
رضی [[محا	1	10.:0	10.0	30.0
حايدا		2	20.0	20.0	50.0
إهاق		3	30.0	30 .0	0.08
} ·	موافقيت	2	20.6	20.0	100.0
Tot	<u>aj</u>	. 10	100.0	100.0	

الرسوم البيانية للمتغيرات







4- احسب مقاييس التشتت.

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze – Descriptive Statistics – Frequencies أم نضغط نعمل إحصاءات وصفية ... Variable(s) ثم نضغط نعمل علمي وضع المتغيرات احصاء، قياس، س1 في قائمة :OK محمد مقاييس التشتت Dispersion ثم OK ونحدد مقاييس التشتت Dispersion ثم نضغط زر Statistics ثم على التشتت التشت

Statistics

		المحدداة	الإساس	ì
N	va ki	10	10	10
	M Esinci	0)	0)	Ü
Stil, Error of I	Mear	3,432	4516	. 457
Sitci. De utartio:		10.853	14.281	1.47/5
Variance		117.778	203,958	2.17 8
Rakje		35	45	4
Min in em		55]	50)	1
ANGOLOGI NO		90	95	5

الحصسلي

		Fedrescy	Percent	Wald Perpent	Cimi little Percent
Valti	55	'1	0.01	10.0	10.0
	6 0] 1]	10.0	10.0	20.0
	65] 2]	20 Д	20.0	40.0
	70	[1]	ចេច	ا ۵.۵۱	<i>5</i> 0.0
Ì	75	1 1	10 A	10.0	50. 0
	<i>8</i> 0	3	30 E	30,0	90.0
	90	[1 [10.0	10.0	100.0
	<u> ितिहा</u>	10	100.0	100.0	

فيساس

		Figure toy	Percent	Valti Percert	Commettue Percent
Malti	50	1	10.0	10.0	10.0
	60	1	10 O	10.0	20.0
į	70	1	10 .0	10.0	30.0
i	75	1 1	10.0	10.0	40.0
1	60	1	10 .D	10.0	50.0
}	83	1	10 .D	10.5	60.0
	3 5	1	10.0	10.0	40.07
ţ	ğΟ	2	20.0	20.0	90.0
	95	1 1	10.0	10.0	100.D
L	<u>Total</u>		100.0	<u>. 100</u> .0 J	

1_{ប្រ}ន

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cum a lattue Percent
งสไป	محار شبث سنة	2	20.0	20.0	20.0
	محارسي	1 [to a	110.10	30.0
	<u>1,4 2:0</u>	2	20.0	20.0	50. 0
	بو ا فق	3	30.D	30.0	80.0
i	دوا فقبت	2	20.0	20.0	100.0
	Total			190.0	

5- ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟

لعمل إحصاءات وصفية... Analyze – Descriptive Statistics – Frequencies... العمل إحصاءات وصفية... OK منطعط ثم Variable(s): نعمل على وضع المتغير (الجنس) في قائمة

البنسس

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	الاگر	ପ	80.0	60.0	60.0
	أنني	4	40.0	40.0	100.0
	Total	10	100.0	190.0	274 ·

6- ما عدد أفراد العينة في كل مستوى؟

العمل إحصاءات وصفية...Analyze – Descriptive Statistics – Frequencies...

OK ثم نضغط ثم نضغط ثم Variable(s): في قائمة وضع المتغير (المستوى) في قائمة المستوى

	,	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	سنفاولي	2	20.0	20.0	20.0
	ســــنهٔنانبِهٔ	. 4	40.0	40.0	60.0
	·نهکالکه	3	30.0	30.0	90.0
	ســـــــــــــــــــــــــــــــــــــ	1	10.0	10.0	100.0
	Total	10	100.0	100.0	

π^{-7} جد معامل الارتباط بين الجنس والمستوى وهل هو دال على مستوى ($\alpha = 0.05$).

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs

الروطم ﴿ اللهِ اللهِيَّا اللهِ اللهِ اللهِ اللهِ اللهِ اللهِ اللهِ اللهِ اللهِ اللهِي اللهِ الل	Fire Cal	Frie State:
القيت السور المالية	Cathena [a]:	
	Langer 1 and 1	Friendly Processor of the control of
		See Annual Control of the Control of
Mandakan sangsan Bandalah atausking b	MB. CMAIRINE	
grithman applee	Bendentinena, i Carlyn.	

ثم نضغط ثم OK

Crosstabs

Casa Processing Siebinals

:		Cailan					
:	ાક જ		Missirig		Tertas		
<u>[</u>	<i>†</i> 4	្រាស់នេះមក្ស	8-4	Pager unt	Pal	Prostuniant	
والمستورات المستورات	10	1000%	j.	0%	ាំព្	*0000%	

and the content of the second of the second

Cours						
		p.g. thinks grant and the same of the same				
	مجانباه الهريابي	بسانك فالمها	HANGE BITT	يسيد الأرابية	Tedau:	
Ferritaly True		and the same of th	1	1	6	
W.C.,	ĺ	i j	ji.		4. [
TOLAN	3 i	<u> </u>		- 1	<u> 1</u> 9	

Sympletic Merephies

			กละบอ	Aúpron Sig.
j hëurmanat ke	F* Fq1	-	. 69 3	363
្តី និងរយៈលោក គេ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។ ។	្តី នៅប្រាស្ត្រ 🤯 💖		.699	883
Mathematicase	<u>\$1</u>		151	

- ் இது இரு இதிரையியில் கொண்கும் குறை இதற்கு அதி முறி அதி அதி இதி

معامل الارتباط فاي بين الجنس والمستوى = 0.553 وهي اكبر من مستوى الدلالة (0.05 $\alpha=0.05$) وهو غير دال احصائياً لأن $\sin 0.383$ وهي اكبر من مستوى الدلالة (0.06

8- جسد معامسل الارتسباط بسين علامسة الاحصاء وعلامة القياس وهل هو دال على مستوى (α =0.05).

Analyze - Correlate - Bivariate...

لحساب معامل الارتباط

an war and referring the pass	Pac.
Wariah Leni	ØK.
	Prese
	Reset
	Cancel
	Help
Compland Cacilisients	
Fendal's ma-1 Therman	
Test of Significance Two-inited One-inited	
They shorther constitute	Optinia

ثم نضغط ثم OK

→ Correlations

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
اجدناء	72.00	10.853	10
فجاس	77.80	14.281	10

Correlations

	لحصناء	فياس
Pearson Correlation	1	.257
Sig. (2-tailed)	-	.473
N	10	10
Pearson Correlation	.257	1 ,
Sig. (2-tailed)	.473	-
M	10	10
	Sig. (2-tailed) N Pearson Correlation Sig. (2-tailed)	Pearson Correlation 1 Sig. (2-tailed) 10 N 10 Pearson Correlation .257 Sig. (2-tailed) .473

معامل الارتباط بيرسون بين الاحصاء والقياس = 0.257 وهو غير دال احصائياً لأن يSig=0.473 وهي اكبر من مستوى الدلالة (α=0.05) 9 مساك علاقسة بين مستوى الطالب ودرجة موافقته وهل هو دال على مستوى (α = 0.05) ولصالح من؟

Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs... لعمل معامل ارتباط

الرقر ش		Ftow[s]:		OK Paste
افيساسي الله		درانده [س ا در		Pasel Cancel
	Mayinan	Layer 1 ed 1		Halip
Display clustered bar cha Buppass tables	₹ †9	The second secon	watera is comban, bushen in the companying of the	The man to the state of the sta
	Gudades	. Cella	Format.	Assertance

نضغط زر ...Statistics

Chi-square	Correlations	Continue
Nominal	Ordinal	Cancel
Contingency coefficient	F Gamma	
I' Phi and Cramér's V	f" Somers' d	Help
「 Lambda	Kendall's tau-b	
Uncertainty coefficient	l Kendall's tau−c	
Nominal by Interval	ГКарра	
Eta	∏ Risk	
	McNemar	
Cochran's and Mantel-Haensz		

التحليل الإحمائي Crosstabs

Саве Ргосевыни 5 жилиу

i i anno i i i i i i anno i anno anno an	Časks						
	Valid		Mist	शाब्द्र	Tçëal		
	N	Parcent	N	Percent	N	#ggr.ant	
المعطورين تتريجنا المواقفة	10	100.0%	Q	.0%	10	100.0%	

@@@inlegton تسموين " مرعة تعير كعه

Carnol

			در رده الجبو الثينة					
		Kaisey pine 1900	جدا قنري	, dan	ومواهور	HENRY HER PAR	Total	
्य क्रिक्र ी	بهزنا اخ برا	1			1 8	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	2	
	بيرة الزيان استة ذاتية استة ذاتية	1			t (1	4	
	4.14. AL.			2	: 1		3	
	فليعيوش والشب	ļ				1	1	
Total		3	11	2	3	*	1일	

Symmetric Measures

A THE REPORT OF THE PARTY OF TH		Asyrnp	,	
	'value	Sid. Eirdi	Approx T	Approx Sig.
Cadinalby Ordinas Gamma	.#OO	.303	1.222	.722
NoTValid Cases	10			

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

Correlations

			الســــــــــــــــــــــــــــــــــــ	درجة الهوافقــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
Spearman's rho	السنوي	Correlation Coefficient	1,000	.361
		Sig. (2-tailed)		.308
		N	10	10
	: رجة المواقية	Correlation Coefficient	.361	1.000
1		Sig. (2-tailed)	.306	
		N	10	10

معامل الارتباط حاما بين مستوى الطالب ودرجة الموافقه = 0.400 وهو غير دال احصائياً لأن يSig=0.222 وهي اكبر من مستوى الدلالة (α=0.05) معامل الارتباط سبيرمان بين مستوى الطالب ودرجة الموافقه = 0.361 وهو غير دال احصائياً لأن Sig=0.306 وهي اكبر من مستوى الدلالة (α=0.05)

1-1اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال -10

لحفظ الملف من قائمة File -- Save As

	As	(Assistant	sire (a			7	(X)
	كتاب الاحصاء التحليلي	<u> श्</u> रुक्त	<u> </u>	_ <u></u>	## *	. · ·	· ——-
Milesea	استغدام الخاسوب القصل						
i fa i saq							
لفصل الأول	E Company of the Comp						
مفالد ۱- ۱							
				·····	" .	 	
	Keeping 8 of 6 variables.			\ سنست	daire v	es	
File name:	مثال1-1	 		siberi 70	Sav	/e	
Save as type:	i-idito.sav	 			Pas	le.	
	write variable names to spreadshe				Can	cel	1,

ثم نضغط زر Save

مثال 2-1:

في اختــبار لمــادة الحاسوب الذي يتكون من (15) سؤال من نوع الاختيار من متعدد والذي اجاب عليه (20) طالب، والمطلوب منك تحليل هذا الاختبار والتعليق على نتائجه؟

4- مهني	3-معلوماتية	التخصص: 1 علمي 2 أدبي	رقم الطالب:
*	·	الجنـــس: 1-ذكر 2-أنثى	· • • • • • • • • • • • • • • • • • • •
•	والشبكات	المستوى الثالث: تراسل البيانات	المادة: الحاسوب.

The state of the s	g# rwo		2 00	T	112	q3	q4	นเรี	a e	q7	œ	ส⊈	ខ្លាល	กรา	q (2	a13	ela	q15
1		1	4	1	1	Ü	Ц	1	1	1	1	<u> </u>		<u> </u>	1	1	1	1
2	2	1	3	1	Till I	G	1	1	1	1	1	1	7	1	1	1	1	1
	7		3	1		g	O	#	1	1	1	1	1	1	1 :	7	1	1
	4	1	E	1	3	I I	[*] ם	-1	1	4	1	1	1	ħ	**************************************	1	1	1"
UNIE TO LANGE MANAGEMENT	5		1	1	14	Ü	0	74	1	1	1	1	1	1	O	¨ 1	1	1
6		<u> </u>	1	1	.	Ū	4	4	Q	1	1	1	1	1	O.	1	1	î
	7	1	1	1	1	Q	, C	4	ø	1	1	1	Ð	1	Ø	1	1 1	7
	<u>Ú</u>	1	1		O	Ø	Ü	- EX	ű	1	1	1	<u>k"</u>)	1	.	1	1	
9	9		1	" 	O	Ø	<u> </u>	100 100 100 100 100 100 100 100 100 100	O	1	1	1	1	Ð	ŧ	1	1	
	10	"	1	1	, T E	Q	ŋ	1 8	Ģ	1	1	1	1	#	1	1	1	7
	11		1	1	18	٥	1	#U 15	1	1		1	1	' [1	1	1	1
12	12	2	1,		1	0		#26 	1	'1	1	1	1	1	· 3	1	1	1
	1.2		1 :			O	. 1	Ť	0	1	1	1	1	1	1	†	1	1
3 3 9 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10	14	⋥ ∶	"] 		<u></u>	3		Ď			1		O	Ø	'	1	1	1
10	15	2	1	Û	O	<u> </u>	0	O	0	1	1	4	#	. 1	1	1	1	1
16	.18	₹ 22. 20.00 (a) 20.00	2	1		1	O	Đ	0	1	1	1	1	†	#	1	1	1
17	17		7	. М.	'∄ ```à\` '	C.			D)	Π	1	ł	18	*	1	1	1	1
16	10	2	2	<u> </u>	Ö	<u>C</u>	1	Ö	1	1	. 1	<u> </u>	1 2 ·	: §	4	Ü	1	Ü
19	19		2		1	1	1	. 1501 (<u>a</u> ksan : 1)	* 	<u>.</u>	1	1	in suppose as a	O.	. 1	1	1	1
7:0	<u>30</u>	er e	7	1	1	Ø		- E		. 1	1	1	T.	D.		ŋ	1	1

^{*} أو جد ما يلي: مع إعطاء التعليق المناسب.

- 1- اعمل على ترميز المتغيرات الواردة في السؤال Coding
- 2- اعمل على ادخال البيانات الخاصة بالاختبار كما هو مبين ادناه
 - 3- علامة كل طالب على الاختبار.
 - 4- الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سؤال في الاختبار.
 - 5- الوسط الحسابي والانحراف المعياري للاختبار.
 - 6- معامل الثبات للاختبار.
- 7- معامل الارتباط بين السؤال الاول والمجموع وهل هو دال على مستوى (α=0.01)
 - 2-1اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال -8

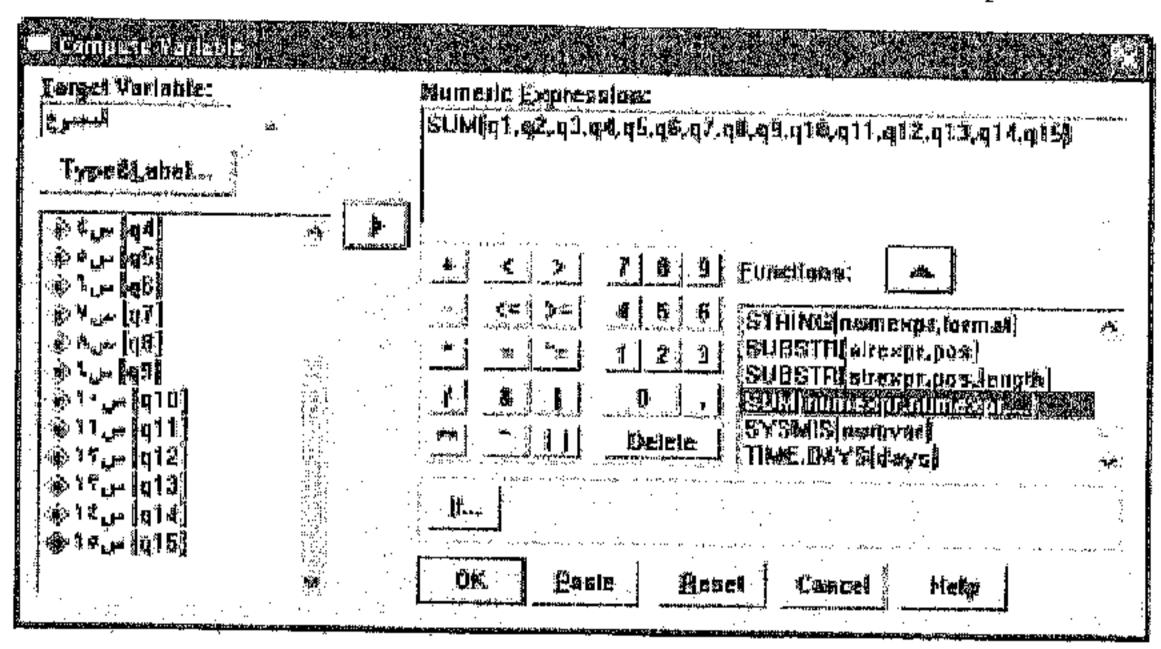
Coding اعمل على ترميز المتغيرات الواردة في السؤال-1

	Harrin	Тури	Wolh	Decimals	Labal	Values	ង់មិននាក់ដ	Calumns	Align	Measur
10 10 10	aino	Numeric	3	.0		%∳7NB	Pane	4	Center	Stala
1,0	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	Numeric	` ' ' ' '	Ü	اللجسن	31. [4]	រីសំព្រះ	3	Carrier	*aminal
3	spec	Numeric	1	ū	أفعمهن	الشي (ا	None	3	Cantes	Memmal
-	41	Humenc	1	a	Les	None	ikone	3	Canles	Scale
	q2	Mumeric	1	O		None	Poon≇	<u> </u>	Center	Scala
F	g3	Numeric		Û.	T _{est}	None	None	4	Center	Scale
į	ល្មី	Numeric	1	ŋ	կթ	Mone	Pagne	4	Contra	୍ଥିତ ଖଧ୍ୟ
В	η 5	Numeric	1	O	شق ﴿ أَ	None	None	4	Conte	Scale
ÿ	¢5	Numenc		Û	10	Mone	Njon#	4	Center	Scale
	47	Nuovaic	· p->iii uaraa · · · · · · · · · · · · · · · · ·	Ũ	P.pe	\$200 8	វិស្សាក្		Center	Scale
1*	ged	Numeric	1	Ö	ويع ال	រុទ្ធរពទ	Mone	4	Center	Ecale
12	ria Tal	Muneric	1	Ö	عَمْ الْأَ	វិទ្ធិក្រង	្រីស្នាក្	4	Center	Scale
	g10	Mumaric	Î	Ö	1436	Mone	វិទ្ធំប្រា ង	4	Canter	Scale
14	g11	Numeric	1	0	سواد	Mone	์ ใช้ตก ะ	Garage Language Control	Center	Scale
15	912	Mumeric	1	Ö	LY _{LPS}	None	Mone	***	Cente:	Scale
·	q13	Numeric	1	0	ե ջլին	Mone	Mone	1	Center	Scale
:	ជ្ញា#	Kumanic	: ¥	0	i i i ju	Mone	Mane	4	Center	Scala
O	g15	្រីបត្តស្តាំ¢	· ¶	Ö	160m	Mane	Mone	4	Cæryles:	Scale

2- اعمل على ادخال البيانات الخاصة بالاختبار كما هو مبين ادناه

	wing	5427	spac	g i	q£	q9	q4	pris.	436	ηř	6 3	q#	9.1 0	q #1	g12	Éla	6	q1 5
Ï	J	Q	. 3	E	1	η	Ti Ti	<u> </u>	7	1	· /		3	- 1	1	"		1
7	2	. 8	3	· .		0	 	1	1	1	ij	. #	3	1	<u>.</u> 1	֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓	†	t
3	9	. 6	9	ķ.	jì	1	C	1	1	1	1	·	1	1	1	1	1	1
4	4		3	Þ	1	Q	O	1	Ŋ		1		1	7	1	†	1	1
5	5	, k	1	ţ	Ĭ	. 0	G	1	1		1		1	1	Ð	1	1	1
R	5	* *	1		1	0	1	†	D	1	1	ŧ	1	1	Ç	1	1	1
ee oo en are	1		1	₿	<u> </u>	Ţ	Q	1	Q	1	ı T	1	D	1	ีดี	1	1	1
5	В	1	1	1	į	Ö	O	1	a	<u> </u>	. ' <u>'</u>	1	? D	1	1	1	1	1
9	g		į 1	1	Į OI	n	1	. 1	Ø		· •	<u>.</u>	1	Ö	. 1	1	i 1	. 1
ŊĎ	ΊŪ	Ŋ	1	•	1	Ű	Û	1	Ü		}	,)	1	1	1	1	1
11	11	Ž	1	1	1 1	D	1	1	1	1	. 1	1	į į	1	. 1	1	1 9	1
12	12	3	1	1	1	ņ] 1	1	1		1	•		4	. 1	1	1	1
13	13	. 4	1	B	<u>.</u>	ŋ	1	1	G	1	1	ħ.	II	, ¶		1	1	1
14	1.₩	7	1	I)	1	Ŋ	ß	g		្រុ	1	1	13	Ü	, O	1		1
115		<u>.</u> 2	. 1	D)	1	1	Ö	ā	D	1	!	<u>.</u> 1	ă	1	1	*	1 1	<u></u>
18	16	<u>.</u> 2	2	ı	[†	1	Ú	· O	0	1 1		<u>.</u>	. N	<u> </u>		1	4	. 1
47	17	: 2	2	!	<u> </u> 1	<u> </u>	1	. 1	Ū	Ö	<u>, , , , , , , , , , , , , , , , , , , </u>	<u>.</u> *		. 1	1	1	1	1
11	18	7	2	O	Q	. D	<u> </u>	Q	j 🖁	1	<u>, </u>	<u>.</u>	1 1	1 1	0	0	, 1	Ö
19	19	2	2	E		: 1	1	1	}	1	1	. †	**	Û	. 1	1	1	1
M	7 .	7	î Şî	E	1	Ü	Q	: 1	13		1	1	#	ָ ֪֖֖֖֖֖֖֖֖֖֖֖	Q	Ü	1	1

3 علامة كل طالب على الاختبار. Transform -- Compute...

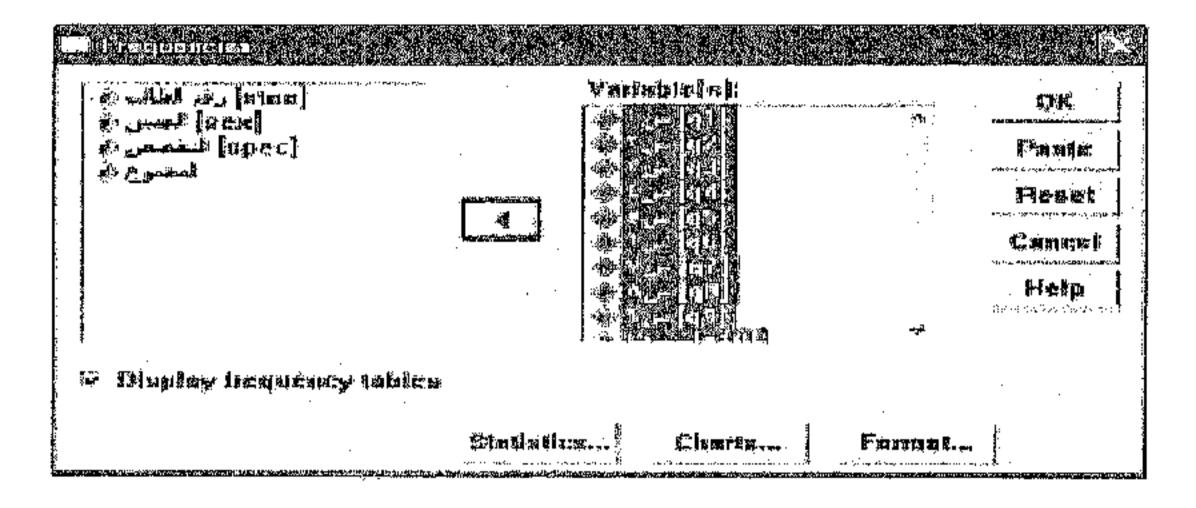


تم نضغط Ok

	Blrø	201	spær,	#1	ηŢ	qĴ	44	4	\$6		蝉	Ŋ		i qi i	q12	[13]	គុ វ4	315	الكبعرخ
	1	1	1		1	1	0	1	1	ĵ. j	1	1	<u> </u>			1	1	1	1111
9	2	1	4	Į.		Ţ	1		1	: 1]			9	1	1	14 (%)
3	3	1	3	‡	1	0	Ü	1	1	. 1	1	1	į į	1	1	1	1		ia a
4	4	1	3	ij	[1	۵	Ū	1	1	4	1		1	֓֟֝֟֝֟֝֟֟ <u>֟</u>	1	· •	1	Ì	1300
1 2	5	* 1	· 1	14 55	1	Ĵ	Ü	1		. 1	1	1	į	1	î û	********	1	· [13.00
ß	6	. 1	1	P	1	J			Q.	3	1	1	! 		ņ	i ii	1		12.00
Į.	7	7	1	i r W	, 1	4	0	1	Ø	1]	1		Ĭ	O	ì	1	1 7	1000
Ć,	ij	1	1	Į,	Ì	Ų.	þ	1	Ü	***************************************	1	; †	Ü	1	1	1:- N	1		100
6	身	۱	1	ń	1	g.	1	1	p	. 4	1	1	· ··, · · · ,	Ŋ	1	4	1	, 1 ;	1100
jt.	Ü	1	1	Ķ		ij.	ı		Ø	й : В	1	1	.]	.	1	Ť	†		12 02
[¶	1.4	, lig	1	ŧ		4	1	Î	1	1	1	, 1		1	1		1	1	1400
12	13	- T	1	M .	1	J	1	ĺ	1	. %	1	1	,	1 1	1	1	1		1400
15		2	1	P 	1	1	· · · ·	1	0	; 1	1	} } }			1	j	ì		13.00
	14.	4	1		Î	1	Ü.	Ü	Û	Ľ.	1	. 1	in in in	Ü	Û	n awar sasar P	is 1842. - i		F CL
15	15		1	Ŋ:	Ą	1	I		0	in what had	· * *	: 1	; †		1	7	1	1	1000
Æ	16.	2	7	t) Is	' '	1	Ü	[Û	2 4	Í	1	; ; }			1	1		1200
	17	\$	1	7	1	4	, ,	ĺ	Å		1	<u> </u> [····· ¥	[1	1	<u>'</u>		1202
113		75	7		Į.		F	Į.	1		1	1	• • • • • • • • • • • • • • • • • • •	1	D	Ç	Ì		I O
19	ijģ.	2	2	ji -	1	1			1	, f			1	ij	1	·	1		la fic
Ĩ.	T.	#	1211 14 14	* 1 w	†	Ö	Ü	1			1	,		11	֓֞֞֜֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓			i i i.	900

4- الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل سؤال في الاختبار.

لعمل إحصاءات وصفية...Analyze - Descriptive Statistics - Frequencies



نضغط زر ... Statistics

Percentag Volum	* · · · · · ·	see and the second second pro-	Cei	niral Tendenty	Combinance
T' Chamballen		· · .	1	Mean	Gence i
1. Cut points for	[19]	egnat broupe	!	BASIN AS REPORTS	#8210
F Dergestleigt	ç;	iteto	1~	Made	\$100 0000000000000000000000000000000000
(1.5§ (8°		rangua ta ni ngila kan ganjarahan.	1	整層開	
3 Careful Signal		• :	 !		
Little 20 da 11 c n anno anno anterior messore			i v	aluas nen Beanb	ए। वे प्रो क्षण है तत्त्वे क
Ed language special cons		ere e karalisa da		ago ldsin dirado	
🚧 Bid. devlation	. 3"	Halmanakon -		Shawaess	
A Wind to the state of the stat	1	May will be to be	1	Managa la	

نضغط زر ...Continue ، ثم نضغط زر

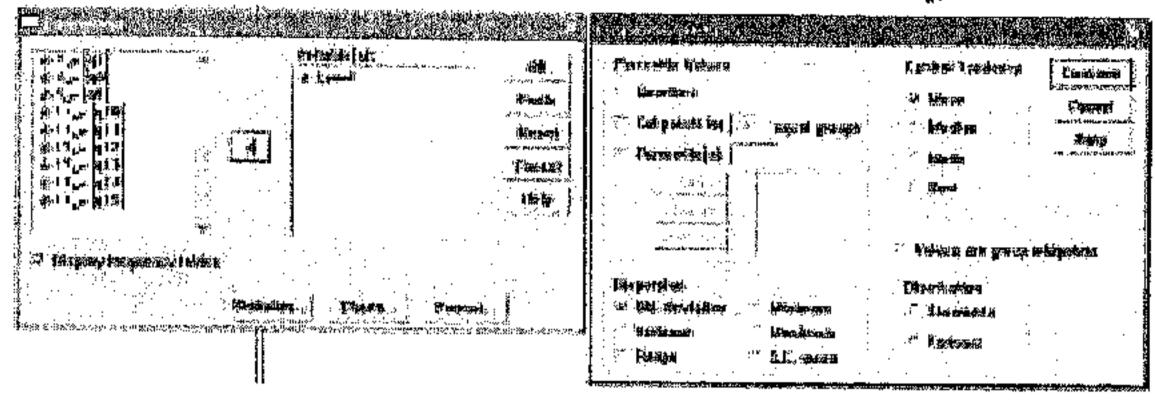
"起来被执行

90			CONTRACTOR MALE TE							
	, H.		FL.	40	14 P	5	A Section Sect	100 mm	CONTRACTOR OF THE SECONDARY OF THE SECON	ALTERNATION OF THE PERSON OF T
ki kijikinji	14		29			(39)	33	203	20	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
այ _{ն հան} արդ	R		៦ [[]	₽,	"ii	101	ā	i ii	ក់វ
特 罗姆3	本 作	50	3 55	₽\$¢	.83	#.9	⊕	7 803	100	298 8
23.4 (4-554 Pro	Lears i	,374	384	157	g3.7	463	9000	ROTE	ជាធិ	794,00

Make Co

		11,00	178,0	F _{RM}	1 lip	سَيِّةٍ عِنْ
f1	174 5 5\$.72	77.1	,2 ;	2	<u></u>
1	w അവ	l li	L D	D.	E,	Ľ÷
Marie Carlo		ينقد	,Au	a i 0	1 20	₩
21.1 195 91	\$27 E	4113	13/4	100	2004	<u>温</u> 森

5- الوسط الحسابي والانحراف المعياري للاختبار.

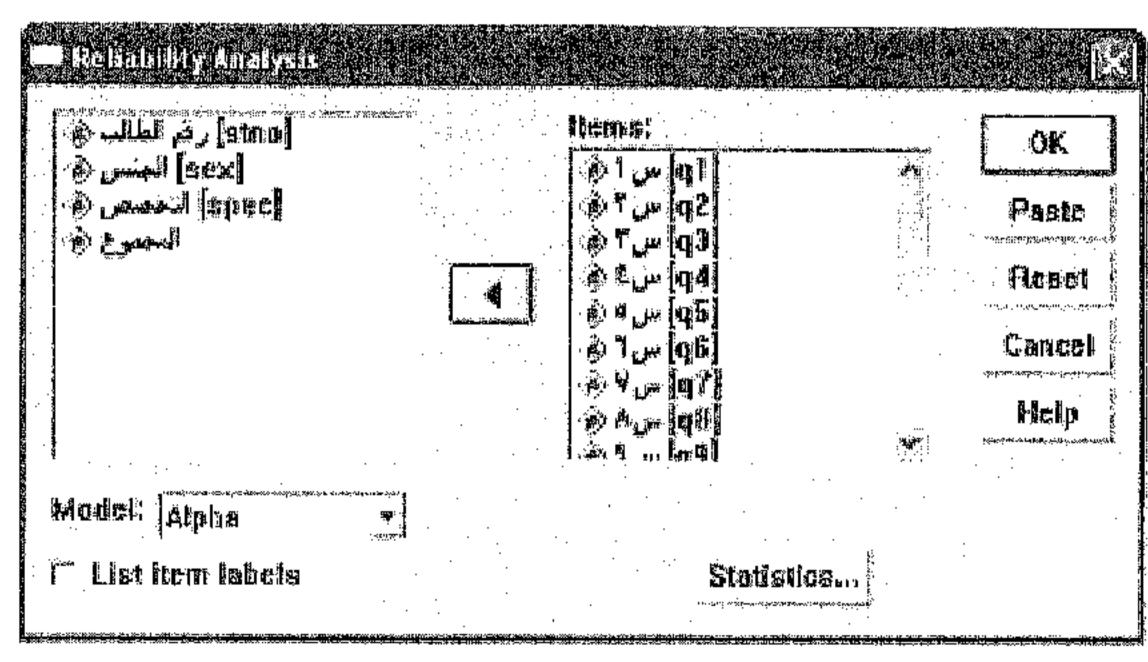


Ok ، ثم نضغط زر Continue... نضغط زر Statistics

المجمورع		
N	Valid	20
!	Missing	0
Mean		11.6000
Std. Deviation	·	2.18608

6– معامل الثبات للاختبار.

Analyze - Scale - Reliability Analysis



ٹم نضغط زر Ok

- Rewability

ுக்கு நூர்க்கு - — ்

· 中国中国主义 医多种形式 化 有多数的过去 经有效的工作 医生生素 使死 经存取税 电回应 化化生物 经共享的证据 医多种性皮肤

经上	E & 34 90	REFT BHAL	भागमध्य अस्ति	点 14 依 【五 【 题	162 M.
		Head	网络林 图标证	机钢 医液	
·\$.	cas.	្ធាំដល់ម	, 海 斯 李 3	编辑, 如	
20 .	(2)	, ტეცი	. ሳ ዜ ይላ	១•0.១	
ā.	-Car	. រភពៈខ	, 球倒霉虫	2012	
#1:	(#)*E	_អាច់ដូច	。 二. 16 . 11. 43 416	str. u	
<u> 90</u>	ČS	<u> ១០០៤</u>	1.相点意味	≦%6 + Ø	
42	©##	- 東京西南	, A(1), (3), 4)	突:00% 自	
77	ASS. LA.	, 3008	Î BE CHAT KO	22.Cr. 🗆	
429	<u> 2</u> /3	<u> </u>	,ជុំជាប់ថា	200 a G	
77-1		1,0000	.០១៦%	ស្ត្រ ₍ ប្	
2.19	⇔ 1.⊡	.0200	。 深 明 燕 荆	20.0	
R'E,	₹ 3∄.:2	(2) (1) (2) (2)	, -M ± 1,144	验金数 上的	
9.25	Q19	7000	. <u>\$770</u> 2	22 10 112	
ź2.		्र व्यक्त का हो। कि	: #.d 784	河(四) (13)	
14 ·	1 <u>2</u> 14	ន ់ ជាដោយ	.0006	22 73 . 13	
45	Q18	.ទី១០មិ	, 22 pt 16 is	2 ts . O	

###itelosittow Coest@isiones N of Cases ≈ lo.u

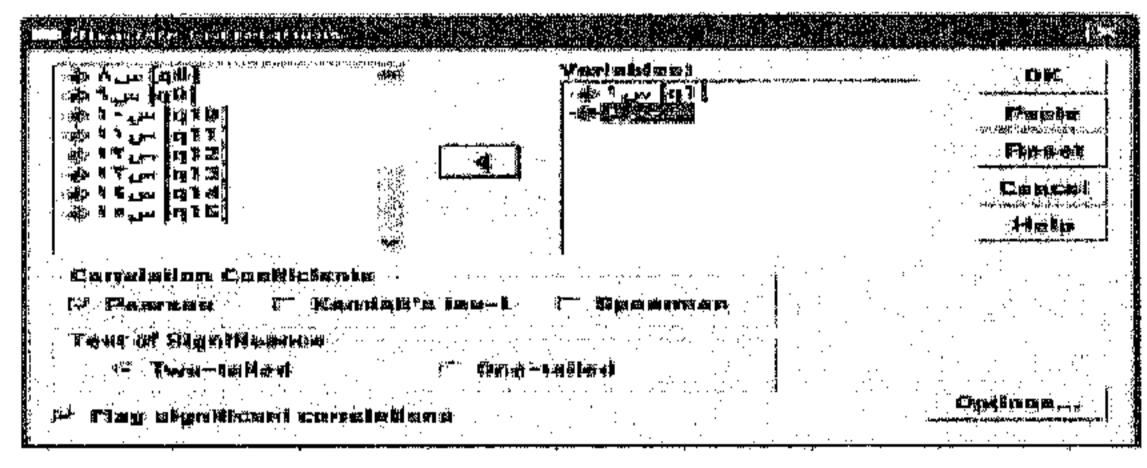
, 2178

柯 海流 化电极设施 举 3.5

-7 معامل الارتباط بين السؤال الاول والمجموع وهل هو دال على مستوى (α =0.01).

Analyze - Correlate - Bivariate...

لحسناب معامل الارتباط



ٹم نضغط زر Ok

Correlations

		سن ۱	الاسجموع
س١٠	Pearson Correlation	1	.71 0**
	Sig. (2-taited)	,	.000
	N	20	20
المجموع	Pearson Correlation	.71 0**	1
	Sig . (2-taited)	.000	,
L	N	20	20

**. Correlation is significant at the 0.01 level

معامل الارتباط بيرسون بين السؤال الاول والمحموع = .7100

وهو ذو دلالة احصائية لأن ِSig=0.000 وهي أقل من مستوى الدلالة (α=0.01)

8- اعمل على حفظ الملف تحت اسم مثال 1-2

لحفظ الملف من قائمة File – Save As

: Save Data	Ns			7	
Save in: 🗇	كتاب الاحصاء التحليلي	v 4	= <u>E</u> (
lapar	أستغدام العاسوب-الفصل		,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,		
fa Saq					
لفصل الأول 🏢 مثال (- ا	I				
		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·			
	Keeping 19 of 1 9 variables.			⊻ariables	
File <u>n</u> ame:	1 Lia	Manage Control of the		<u>S</u> ave	
Save as <u>t</u> ype:	SPSS (*.sav)	40 450 (400) (400) (400) (400) (400)		Paste	1
	Vite variable names to spreads	sheet		Cancel	

ثم نضغط زر Save

.Exercise

6-1 تماریسن

س [: ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

				•						
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإحابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة
30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	الرقم
										الإجابة

1 - البيانات المبوبة هي البيانات:

د- غيرالرقمية ج- الرقمية

أ- الأولية ب- المحدولة

2- البيانات النوعية هي التي تصف الظاهرة بشكل:

أ- أو لي ب- نمائي

أ– المبوبة

ج– غير رقمي

3- إن علامة الطالب هي مثال على البيانات:

ب- رمزي

د- الكمية. ج- النوعية

4- إن حنس الطالب هو مثال على البيانات:

أ- المنفصلة ب- المتصلة

د- الكمية. ج- النوعية

ج− مؤشر محتمع د− مؤشر.

5- مؤشر المحتمع يسمى:

ب- معلم

أ- احصائي

ب- معلم عينة

6- مؤشر العينة يسمى: أ- مؤشر

 S_x معناه: الرمز التالى S_x

أ-تباين مجتمع

ج-تباين عينة

د- إ**ح**صائي. ج-- معلم

> ب– انحراف معياري بحتمع د- انحراف معياري عينة

التي يؤديها القياس إلى:	8- تصنف المتغيرات حسب طبيعة المعلومات
ب- نوعية، كمية.	أ- اسمية، ترتيبية، فئوية، نسبية.
د- رقمية، رمزية.	ج مستقلة، تابعة.
و من المناه المناه المناه	Ω ب الديادة السالة عادة أعلام ممرات

9- تـــسمى المتغيرات التي لها عدد فئات محدد من دون أي وزن لهذه الفئات ولا يوجد أفضلية لأحدها على الآخر بالمتغيرات.

أ- اسمية ب- ترتيبية ب- فئوية د- نسبية.

10- إن مستغير الجسنس السذي يصنف المحتمع إلى فئتين هما الذكور والإناث هو مثال على المتغيرات.

أ- اسمية ب- ترتيبية ب- نسبية.

11- الأرقام التي ليس لها معنى حقيقي ولا يمكن إجراء العمليات الحسابية عليها هي مثال على المتغيرات.

أ- اسمية ب- ترتيبية ج- فئوية د- نسبية.

12- تسمى المتغيرات التي لها عدد محدد من الفئات يمكن ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً، ولا يمكن تحديد الفروق بدقة بين القيم المحتلفة بالمتغيرات.

أ- اسمية - ترتيبية - ترتيبية - فئوية د- نسبية.

13- إذا كانـــت A أكبر من B ولكن لا نستطيع معرفة كم يكبر A عن B هي مثال على المتغيرات.

أ- اسمية ب- ترتيبية ج- فئوية د- نسبية.

14- المستغيرات الكمية التي يمكن إجراء العمليات الحسابية عليها وذلك دون أن تتأثر المسافة النسسية بين قيمها، ويميز هذا المتغير من خلال قيمة الصفر التي لا تعني عدم توافر تلك الصفة تسمى بالمتغيرات.

أ- اسمية ب- ترتيبية ب- نسبية.

15- إذا كانت علامة جمال في مادة اللغة العربية أكثر من علامة أيمن، وأن علامة أيمن أكثر من علامة علامة أيمن أكثر من علامة محمد، فإننا نعرف هذه المتغيرات بالمتغيرات.

أ- نسبية ب- فئوية د- اسمية

16- المستغيرات الكمية التي ليس لها فئات محددة ولكن الصفر فيها يمثل عدم توفر الصفة، مثل المتغيرات الزمنية تسمى بالمتغيرات.

أ- اسمية ب- ترتيبية ج- فئوية د- نسبية.

17- إذا أراد مسدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، إن المتغير المستقل هو؟

أ- المدرس ب- ساعات الدراسة ج- التحصيل د- الطالب.

18- إذا أراد مسدرس أن يبحث عن أثر عدد ساعات الدراسة على تحصيل الطالب في مبحث معين، إن المتغير التابع هو؟

أ- المدرس ب- ساعات الدراسة ج- التحصيل د- الطالب.

19- العينة التي يتم اختيارها بعناية وبصورة غير عشوائية تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- الطبقية ج- العنقودية د- المنتظمة.

20- العينة التي يتم اختيار أفرادها من المحتمع بحيث يكون لأي فرد من الأفراد الفرصة نفسها للظهور في هذه العينة تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المنتظمة.

21- إذا كــان حجم المحتمع كبير حداً، وقسم المحتمع إلى مجموعات صغيرة، ثم احتيرت عينة عشوائية من هذه المحموعات الصغيرة تسمى العينة بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المنتظمة.

22- العيــنة الـــــيّ تمثل المحتمع الإحصائي تمثيلاً صادقاً وتتفق مقاييسها الإحصائية مع مقاييس المحتمع ويتم اختيارها بصورة تتابعية تسمى بالعينة.

أ- القصدية ب- العشوائية البسيطة ج- العنقودية د- المعيارية.

سمسسس التحليل الإحصائي			
تيار العينة، تسمى أخطاء العينة	عطأ في طريقة اخ	ب في أخطاء العينات هو خ	23- إذا كان السبد
		بأخطاء:	في هذه الحالة
د- المعطيات.	ج- العينة	ب- التحيز	أ- عشوائية
لبيانات، تسمى أخطاء العينة في	دة أو نقص في ال	. في أخطاء العينات هو زيا	24- إذا كان السبب
		يطاء:	هذه الحالة بأخ
د- المعطيات.	ج- العينة	ب- التحيز	أ- عشوائية
	، منها ما يلي:	نتعرض لمحموعة من الأخطاء	25- نتائج العينات :
د-جميع ما ذكر	ج- العينة	ب- التحيز	أ- المنتظمة
في مهارات الحاسوب، ينظر إلى	تحصيله في مساة	فة أثر تخصص الطالب على	26- في تجـــربة لمعر
		الطالب كمتغير:	متغير تخصص
د- فئوي	ج- نسبي	ب- تابع	أ– مستقل
	على المتغير:	مساق متعدد الشعب مثال	27- رقم الشعبة في
د- فئوي	ج- نسبي	ب- الاسمي	أ-رتبي
		باسه صفر مطلق هو المتغير:	28– المتغير الذي لمقي
د- فئوي	ج- نسبي	ب- الإسمي	أ- رتبي

29- التعريف التالي:"جزء من المحتمع تتم دراسة الظاهرة من خلال المعلومات عنها".

30- يختلف الإحصاء الوصفي عن الإحصاء التحليلي بشكل أساسي في:

أ- الإحصاء ب- الجحتمع ب- العينة د- القياس

أ- الطريقة ب- الدقة ب- التعميم د-نوع البيانات

ع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:	س2: ضع
--	--------

						•				
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
· · · · ·										الإحابة
			'	26	25	24	23	22	21	الرقم
							<u>-</u>			الإجابة

0، 5، 1، -2، 6 هو:-	1- الوسط الحسابي للقيم
---------------------	------------------------

د) 5

ب) 2- ج) 2

2- ما قيمة الوسيط لمحموعة القيم التالية: 16، 18، 20، 24، 32، 22، 22

21 د 20 د 21

أ) 11 را

3- إذا كان وسيط (15) علامة هو (60) وعدلت العلامات حسب المعادلة ص=0.9س+3 حيث س العلامة السابقة، ص العلامة الجديدة، فإن الوسيط الجديد

ح) 57 د) 17.5

ا) 54 س) 15

4- يعرف المئين 80 بأنه:

أ) قيمة في التوزيع = 80

ب) قيمة في التوزيع أكبر من 80% من محموع القيم

ج) قيمة في التوزيع تزيد عن 80% من القيم

د) قيمة في التوزيع فوق الوسيط بمقدار 30 علامة

5- أي من المقاييس التالية يتأثر بالقيم المتطرفة:

د) لا شيء مما ذكر

ج) المنوال

أ) الوسط ب) الوسيط

6- أي من المقاييس التالية يتأثر بالتحويلات الخطية (الجمع والطرح والضرب والقسمة):

د) جميع ما ذكر

ج) المنوال

أ) الوسط ب) الوسيط

7- أي من المقاييس التالية لا يعتمد على قيم البيانات إنما يعتمد على ترتيبها وموقعها:

أ) الوسط ب) الوسيط ج) المنوال د) لا شيء مما ذكر

استعن بالجدول للإحابة عن الأسئلة التالية: - (8، 9، 10، 11، 12)

الفثات	تكرار	المراكز	المراكز*التكرار	الحدود الفعلية	التكرار التراكمي
00-04	1	2	2	-0.5 - 4.5	1
05-09	2	7	14	4.5 9.0	3
10-14	3	12	36	9.5 – 14.5	6
15-19	2	17	34	14.5 – 19.5	8
20-24	2	22	44	19.5 – 24.5	10
الجموع	10		130		

8- مركز الفئة الرابعة هو:-

د) لا يمكن معرفته

ع) 22

اً) 12 س

 $\overline{\mathbf{X}}$ الوسط الحسابي للتوزيع ($\overline{\mathbf{X}}$) السط الحسابي التوزيع ($\overline{\mathbf{X}}$

اً) 6 ب

10- المئين 60 للتوزيع 🕶

ع) 9.5 (ج

اً 14.5 (ب) 14.5 (أ

11- الحدود الفعلية للفئة الخامسة هي :

ب) 24.5–19.5

24-20 (1

د) 24.5-20.5

23.5-20.5 (7

12- طول الفئة للفئة الرابعة يساوي :

د) لاشيء مما ذكر

3

رج 4 (ب 5 رأ

13- ما المنوال للقيم التالية: 4، 7، 2، 9، 2، 11

د) 11

ج) 9

ر ب 7 (ا

الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء	الإحصاء	في	أساسية	مقاهيم	الأول:	الفصل
---------------------------------------	---------	----	--------	--------	--------	-------

	ى التالية:	المركزية تتأثر بالعمليات	14- إن مقاييس الترعة
د) جمیع ما ذکر	الضرب	ب) الطرح ج)	أ) الجمع
	، 7 مو	الي 3، 2، 2، 6، 7،	15- منوال التوزيع التا
د) 2، 7	3 (ب) 7	2 را
	المتطرفة هو	عة المركزية تأثراً بالقيم	16- أكثر مقاييس النز
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	نغيرات الأسمية هو .	ترعة المركزية لوصف المت	17 - أفضل مقاييس ال
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
•••••••••••	العينة هو	مة المركزية تأثراً بتقلبات	18- أقل مقاييس الترء
د) المثين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
يين مهما كان شكله	إلى قسمين متساو	لة المركزية يقسم التوزيع	19- أي مقاييس النزع
د) المئين	ج) المنوال	ب) الوسيط	أ) الوسط
ي 10 والانحراف المعياري 2	طلاب صف ما ه	رسط الحسابي لعلامات	20- إذا علمت أن الو
مابي للعلامات بعد الإضافة هو	ب فإن الوسط الحس	، 3 علامات لكل طالم	فإذا أضيفت
د) 13	ج) 3	ب) 2	10 (^f
اقي متوسطها 5 هو:	ا متوسطها 4 والبا	بي لخمس قيم ثلاث منه	21- إن الوسط الحسا
د) 4.4	ج) 24	ب) 12	10 (f
22 ,1	11، 15، 14، 5	لحسابي للقيم التالية : 2	22- احسب الوسط ا
د) 3	ج) 15	ب) 15.6	78 (f
	، 14، 15، 22	للقيم التالية : 12، 15	23- احسب الوسيط
د) 3	ج) 15	ب) 15.6	78 d

,	ائے	دصا	الإ.	التحليل
		•		

24- احسب المنوال للقيم التالية : 12، 15، 14، 15، 22 ا) 78 (ا

25- إذا علمست أن الوسسط الحسسابي لعلامات طلاب مساق الإحصاء هو 20 بينما كان الوسط الحسابي لعلامات الطالبات في نفس الصف هي 15 فإذا كان عدد الطلاب في الشعبة 15 وعدد الطالبات 10 فإن الوسط الحسابي لعلامات الشعبة كاملة هي

ج) 15 (ج

د) 3

ب) 20

 $18 \, \delta$

26-إذا علمــت أن الوسط الحسابي لعلامات30 طالباً في امتحان مادة الإحصاء هو 70 ، ثم انسحب طالب علامته 80 ، فإن الوسط الحسابي للعلامات بعد الانسحاب هو

ب) 69.56 ج) 69.55 د) 80

70 đ

س3: ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإحابة

11 - ما قيمة المدى للعلامات التالية 4، 12، 1-، 8، 11:-

د) 7

أ) 11 ج) 13 ج

2- الانحراف المتوسط للقيم 1، 2، 3 هو:-

د) 3/2

 $\sqrt{\frac{2}{3}}$ (\pm

 $\sqrt{3}$ ($\sqrt{2}$ (i

3- الانحراف المعياري للقيم 5، 4، 3، 2، 1 هو: -

د) √10

 $\sqrt{5}$ (τ $\sqrt{3}$ (τ)

4- إذا كان الانحراف المعياري لـــــ (10) قيم هو 9 فإن التباين =

د) 100

81 (ج $\sqrt{10}$ (ب3 (أ

5- إن مقاييس التشتت تتأثر بالعمليات التالية:

أ) الجمع ب) الطرح ج)الضرب د) لاشيء مما ذكر

* إذا علمت أن درجات 10 طلاب في مادة الإحصاء هي كما يلي: 50 ، 70 ، 85 ، 80 ، 40 ، 65 ، 60 ، 90 ، 85 ،75 أجب عن الأسئلة من

10-6

6- أن المدى لدرجات الطلاب هو:

40 راي 26 جا 26 وي 40 د) 50 را

7- أن الانحراف المتوسط لدرجات الطلاب هو:

أ) 10رج 13 رب 13 (أ

8- أن الانحراف المعياري لدرجات الطلاب هو:

 $\sqrt{90}$ د) $900_{(7)}$ عن $900_{(7)}$

9- أن التباين لدرجات الطلاب هو:

اً) 900 د) 900 ج) 900 و 10 √90 د)

10- أن معامل الاختلاف للرجات الطلاب هو:

ا) √70 را 90 کی 90(یا 90 کی 90(کی ا

س4: ضع رمز الإجابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
						14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

L=2~X-0.2 , عرف المتغيران X , Y فكان -1 - 0.65 ، عرف المتغيران M=-3~X+0.3 فإن معامل الارتباط الجديد بين M=-3~X+0.3

0.65 - 3 (0.65-) - (0.85 -) (0.35-) - (0.35 -)

، $\Sigma(y-y')^2=81$ و کان $\Sigma(x-x')^2=36$ و کان $\Sigma(x-x')$ و کان $\Sigma(y-y')=27$ ، و کان $\Sigma(y-y')^2=27$ و کان $\Sigma(y-y')^2=27$

7- نوع الارتباط بين مساحة المربع وأبعاده هو: أ- تام، بسيط بسيط بسيط

ج− غیر تام، متعدد د− تام، متعدد

8- عسند حسساب معامل الارتباط بين لون العيون ل (50) طالبة ونسبة الذكاء كان معامل الارتباط (50) طالبة ونسبة الذكاء كان معامل الارتباط الارتباط القوي ل:

أ- التأثر بمتغير ثالث فقط ب- التأثر بأكثر من متغير
 ج- العلاقة التبادلية د- عامل الصدفة

9- القيمة التي تمثل أقوى معامل ارتباط عكسي مما يلي هو: أ- (-2) ب- (-0.7) ج- (-0.90) د- (-1.5) الفصل الأول: مفاهيم أساسية في الإحصاء

10- قام طالب بحساب معامل ارتباط بيرسون بين متغيرين فوجد أنه = (1.3) فإن ذلك يدل على:

أ- خطأ في الحساب ب- عدم وجود ارتباط ج- طردي تام د- عكسي تام

11- إذا كـــان بحمــوع مربعات فروق الرتب بين (6 قيم) للمتغيرين X, Y هو (50)، فإن معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين X, Y يساوي:

(0.43) -- (0.57-) -- (0.43-) -- (1.43-) -- (1.43-) -- (1.43-)

و کان $\Sigma(y-y')^2=4$ و کان $\Sigma(x-x')^2=9$ و کان $\Sigma(x-x')$ و کان $\Sigma(y-y')=5$ و کان $\Sigma(y-y')^2=5$ و کان $\Sigma(y-y')^2=5$

9/(5-) -- 6/(5-) -- 4/(5-) -- 36/(5-) -- 1

 $\Sigma \ d^2$ فإذا كانت n=10 ، فإن X, Y فكان 0.6 فإذا كانت n=10 ، فإن 13 فإن 13 بساوي:

1- 44 – 1 0.66 ع- 0.44 (م- 56

14- إذا كانـــت 0.9- =14 , r4=0.43 , r2=0, r3=0.43 , r4 فإن معامل الارتباط الذي يعبر عن أقوى علاقة هو:

r4 -- ع -- r3 -ج r3 الله r4 -- 13

س5: ضع رمز الإجابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك.

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
"										الإجابة

X = Y = 70 + 0.2 X و کانت Y = 70 + 0.2 X فإن.... = X هو خط انحدار Y علی X و کانت Y = 70 + 0.2 X فإن.... = 1 ادا کان Y = 70 + 0.2 X مو خط انحدار Y علی X و کانت Y = 70 + 0.2 X و کانت Y = 70 + 0

ين Sy=0.2 ، Sx=0.4 وكسان $Y^*=2+0.3$ X وكسان Sy=0.2 ، Sx=0.4 ما قيمة معامل الارتباط بين $Y^*=2+0.3$.

د- 0.6

ب- 0.4 ج- 0.5

ا- 0.3

Y=0.3~X+24~ إذا كانت معادلة خط انحدار النفقات على الدخل X=0.3~X+24~ هي Y=0.3~X+24~الدخل 1000 دينار فإن حجم النفقات المتوقع هو:

د- 976

1024 - ج− 276 - ب 324 - أ

4- إذا أردنـا قـياس قـوة العلاقة واتجاهها بين متغيرين دون البحث في العلاقة السببية فإن الاسلوب الإحصائي المناسب هو:

أ- تحليل الارتباط ب- تحليل الانحدار ج- التوقع الرياضي د- احتمال الحدث

5- حــسب الوسط الحسابي للمتغير X فكان 60، وحسب الوسط الحسابي للمتغير Y فكان 70 فإذا كانت معادلة خط الانحدار Y=0.5X+b هي: Y=0.5X+b فإن قيمة Y=0.5X+b

د- 70

اً – 30 - ج 40 - ج

 * إذا كسان معامل الارتباط 0.90 $r_{
m xv}$ ، وأن $S_{
m x}$ 3، $S_{
m y}$ 3، أوجد معادلة الانحدار * y/X علماً بأن قيم 12='x، 15='y للإجابة عن الأسئلة 6 - 8 y/X

6.75 - أن قيمة b هي: أ- 0.744 ب- 6.07 ب- 6.07 ج- 0.774 د- 6.75

7- أن قيمة a هي: أ- 0.744 ب- 6.07 ج- 0.77 د- 6.75

8- أن معادلة الانحدار Y = a + bx هي:

ب- 0.744+6.07

0.744+6.07x - 1

د– 6.07±0.744 د

 $6.07 + 0.744 X -_{c}$

 * إذا كان معامل الارتباط r=0.952، وان sx=5.521 وان sy=5.062 ، أو جد معادلة انحدار y/x علماً بأن x'=13, y'=16.571 احب عن الأسئلة y - 10

5.22 - ان قيمة a تساوي: أ- 0.952 - ب-0.873 ح- 5.22 د -9

-10 ان قيمة b تساوي: أ- 0.952 ب--5.22 د--5.23

الفضيك الثابي

التوزيعات المجتمعية الاحتمالية

والتوزيعات العينية

(التوزيع الطبيعيZ، التوزيع التائيT،

(Fينوزيع الكائي χ^2 ، التوزيع الفائي)

Probability Distributions & Sampling Distributions

1-2 مقدمــــه Introduction 2-2 التوزيع الطبيعي **Normal Distribution** 2-3 التوزيع التائب T Distribution 2-4 التوزيع الكائـي χ2 Distribution 2 -5 التوزيع الفائي **F** Distribution 2-6 نظرية المعاينة Sampling Theory 2-7 العينات Samples 2-8 توزيع المعاينة Sampling Distributions 2-9 أسـئلة وتمارين Exercise

الفقطيك التآبي

التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية Probability Distributions & Sampling Distributions

1-2 مقدمة 1-2

المستغيرات العشوائية Random Variables: أي متغير عشوائي ينتمي إلى عائلة من التوزيعات، هذه العائلة إما معروفة أو غير معروفة.

المستغيرات العسشوائية Random Variables: دالة تمثل العلاقة بين فضاء العينة Ω وبحموعة الأعداد الحقيقية R ولها صفات وخصائص محددة.

المتغير العشوائي المنفصل Discrete Random Variables: يأخذ قيم متميزة ويأخذ عدداً محدوداً ومعدوداً من القيم. مثل عدد الطلاب، عدد السيارات.

المستغير العشوائي المتصل Continues Random Variables: يأخذ بحالاً أو حيزاً على خط الأعداد الحقيقية، مثل الطول، الوزن، درجة الحرارة.

* التوزيعات الطبيعية

- Family of Normal Distributions أفراد هذه التوزيعات الطبيعية $N(\mu\,,\,\sigma^2)$ أفراد هذه العائلة يتحددوا بمعلمتين هما (الوسط الحسابي، التباين) $N(\mu\,,\,\sigma^2)$
- Binomial Distributions: أفراد هذه العائلة -2 عائلية توزيعات ذات الحدين Binomial Distributions: أفراد هذه العائلة يتحددوا بمعلمتين هما: عدد المشاهدات، احتمال حدوث النجاح. (عدد المشاهدات، احتمال حدوث النجاحN(n,p))
- ق هذه Multinomial Distributions ي هذه الحدود Multinomial Distributions: في هذه التوزيعات هناك معالم $(n,\,p_1,\,p_2,\,\dots,\,p_k)$ ، وهو توسيع لذات الحدين.

-4 توزيع بويسون Poison Distributions: له معلمة رئيسية واحدة هي -4

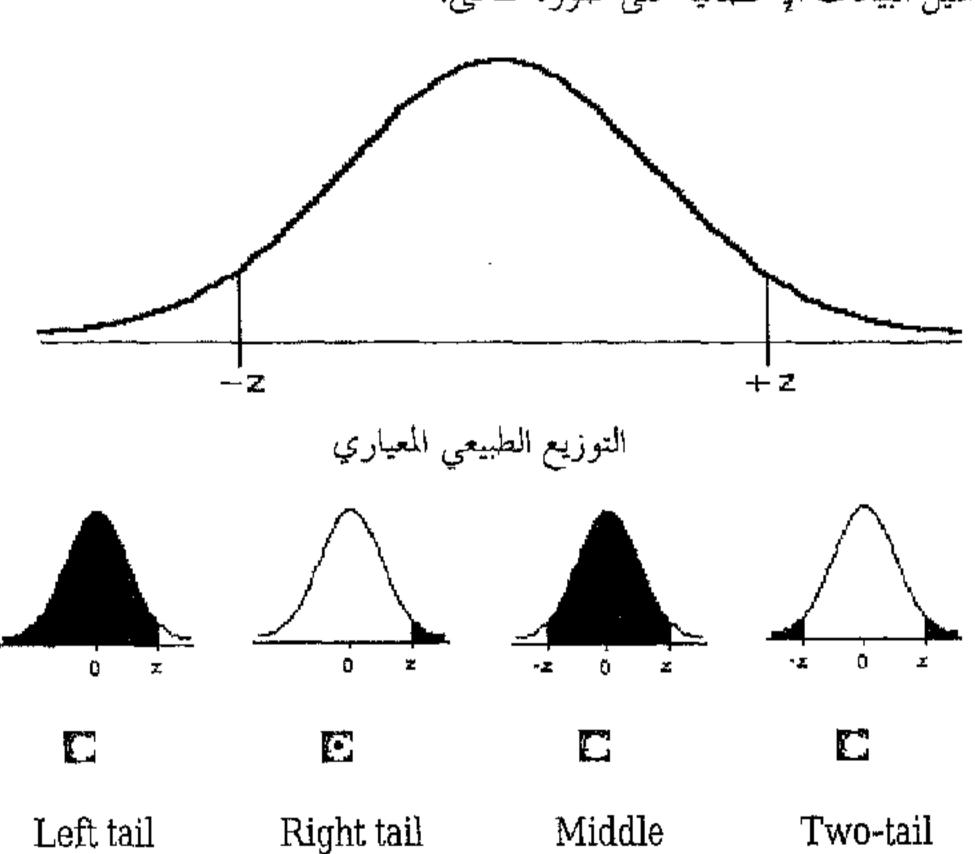
Probability Distribution of χ^2 وشكل وشكل الاحتمالي لمربعات كاي χ^2 وشكل المحتمد على درجات الحرية χ^2

يعتمد على F- التوزيع الاحتمالي الفائي F- Probability Distribution F يعتمد على V_1 = n_1 -1 يعتمد على قيمتين لدرجات الحرية V_1 = n_1 -1 و V_2 = n_2 -1

الستخدام: Probability Distribution (T) باستخدام الاحستمالي التائسي $S_{x'}=S/\sqrt{n}$ هو تقدير الخطأ المعياري $S_{x'}=S/\sqrt{n}$ هو تقدير الخطأ المعياري $S_{x'}=S/\sqrt{n}$

2-2 التوزيع الطبيعي Normal Distribution

تمثيل البيانات الإحصائية على صورة منحنى.



شكل(2): منحني التوزيع الطبيعي.

كثير من الباحثين يؤكدون انه إذا تم اخذ عدد كبير من المشاهدات على إحدى الظواهر مـــثل الــــذكاء أو التحصيل الدراسي فإن القيم التي تأخذها هذه المشاهدات تتوزع فيما بينها توزيعاً طبيعياً.

وعلمى الرغم مما يحيط بهذا الاصطلاح "التوزيع السوي" من غموض وإبمام فلا بد من التعرف على هذا المفهوم بشكل صحيح.

إن المسنحى السسوي هو التمثيل البياني للتوزيع السوي، وهو حالة خاصة من حالات المسنحى الممهسد المنتظم وهو ممهد ومنتظم تماماً وقائم على عدد كبير من الحالات، فإنه يمكن الحسصول عليه عن طريق التوزيعات التكرارية المتضمنه بيانات حقيقية وليس عن طريق بيانات افتراضية عن طريق الظواهر ذات الصلة.

خصائص التوزيع الطبيعي:

- 1. خاصيية الاستمرارية Continuity: عند تمثيل متغير بشكل بياني بمنحني تكراري فإنه يمكن أن يأخذ أي قيمة ضمن المدى الصفري للتوزيع.
- 2. خاصسية التقارب Asymptotic: عند تمثيل متغير بشكل بياني بمضلع تكراري فإنه يمكل بياني بمضلع تكراري فإنه يمكل بياني بمضلع على مضلع مغلق يمكسن الاصطلاح على فئة صفرية عند كل من طرفي التوزيع ويمكن الحصول على مضلع مغلق بمعنى أن المنحني يكون تقاربياً.
- 3. خاصية الـتماثل Symmetric: إن نسبة عالية من الأفراد يتجمعون في منطقة المتوسطات ويـتوزع الباقون بنسب متفاوتة على جانبي تلك المنطقة، وهذا يعني وجود نقطة انعكاس للمنحني ويكون ميله عند تلك النقطة يساوي صفراً.

4. صيغة دالته الاحتمالية:

 $F(x) = (1/\sqrt{2}\pi\sigma^2) \text{ Exp} [-0.5((x-μ)/σ)^2]$

 $X-N(\mu,\sigma^2)$ ويرمز لهذا التوزيع بالرمز

5. المساحة تحت المنحنى الطبيعي = 1، وتقسم المساحة إلى نصفين متساويين عند قيمة \overline{X} ، ولإيجاد الاحتمالات الخاصة بالتوزيع الطبيعي نستخدم المعادلة:

 $P(a < x \le b) = \int_a f(x) dx$

العلامات المحولة Transformed Scores

إن المشاهدة الخام غير قابلة للتفسير لألها ليست كافية لإعطاء صورة عن الوضع الصحيح للمشاهدة، لأنه لا بد من معرفة الوسط الحسابي، وأعلى وأدنى مشاهدة، وأي إحصائي تشتت عن هذه المشاهدات.

أنواع التحويلات:

تصنف الدرجات المحولة تحت نوعين من التحويلات هما:

1- التحويل الخطى Linear

- ◄ تحويل المشاهدات من مقياس لآخر بحيث لا يحدث أي تغيير على شكل التوزيع.
 - "تكون العلاقة بين المشاهدات على المقياسين خطية.
 - من أمثلته تحويل العلامة الخام إلى علامة زائية Z score.

Non Linear التحويل غير الخطي –2

- ■يصاحب تغيير الدرجات تغيير في شكل التوزيع الأصلي.
- تكون العلاقة بين المشاهدات على المقياسين ليست خطية.
- من أمثلته تحويل العلامة الخام إلى علامة معيارية زائية طبيعية Z_{score}.

* الكشف عن نوع التحويل:

- ■رسم شكل الانتشار. تمثيل المشاهدات بيانياً.
 - إيجاد الفروق بين المشاهدات المتتالية على المقياسين.

* أمثلة على التحويل الخطي:

(Z-Score) العلامة المعيارية الزائية العلامة المعيارية الزائية

علامـــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، يتم الحصول عليه بالتحويل الخطى دون أي تغيير في شكل التوزيع الأصلى.

$$Z = \frac{X - \overline{X}}{\sigma_x}$$

σ_x : الانحراف المعياري.

 $\overline{\mathbf{X}}$: الوسط الحسابي.

X : المشاهدة.

* خصائص العلامات الزائية:

- كل مشاهدة يمكن تحويلها إلى مشاهدة زائية.
- الوسط الحسابي للمشاهدات الزائية=0، والانحراف المعياري=1
 - ■تحافظ على شكل التوزيع.

(T-Score) العلامة المعيارية التائية (-2

للتخلص من الخصائص غير المرغوبة للعلامات الزائية فإنه يمكن تحويلها إلى أخرى بوسط حـــسابي وانحــراف معياري جديدين، ومن أشهر هذه التحويلات هي العلامة المعيارية التائية بوسط حسابي=50، وانحراف معياري=10 كما تبينه العلاقة أدناه:

T = 10 * Z + 50

مثال) إذا كانت العلامة المعيارية الزائية = 1، فإن العلامة المعيارية التائية = 60، أما إذا كـــان الــــتوزيع محــــدد وســـطه الحسابي وانحرافه المعياري مسبقاً، فإن معادلة التحويل تكون: $Z' = Z \sigma + \mu$

* أمثلة على التحويل غير الخطي:

(Normalized Z - Score) العلامة الزائية المعدلة –1

علامــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، حول شكله الأصلى إلى الشكل الطبيعي.

خطوات التحويل:

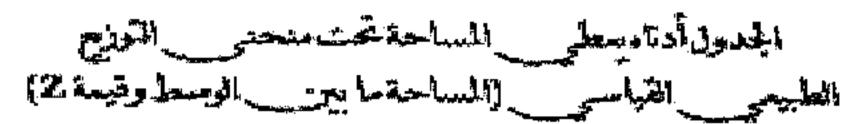
تحويل كل علامة خام في التوزيع الأصلي إلى رتبة مثينية.

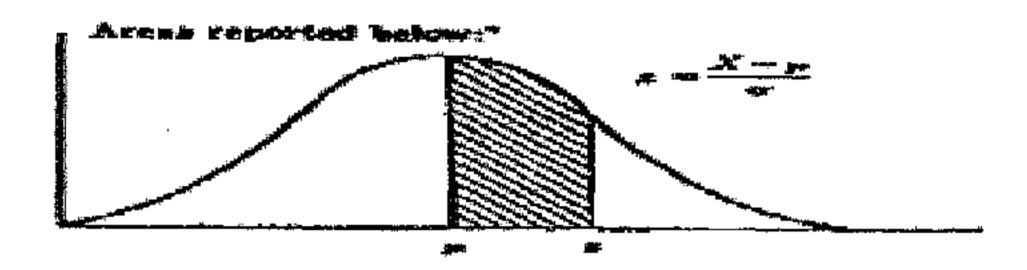
إيجاد العلامة المعيارية الزائية المقابلة لكل رتبة مئينية من حدول التوزيع الطبيعي.

(Stanine Score) علامة ستانين (التساعي) -2

علامة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 5 ، وانحرافه المعياري = 2 ، وأقل علامة في التوزيع هي ستانين1 وأعلى علامة هي ستانين9 وكل ستانين يقابل نسبة معينة من العلامات في التوزيع الأصلي.

التوزيع الطبيعي Normal Distribution





وقد تم تحويل قيم التوزيع الطبيعي إلى التوزيع الطبيعي المعياري، وهو توزيع له متوسط حسابي μ =صفر، وانحراف معياري μ = 1، ويرمز للمتغير العشوائي المعياري بالحرف Z.

إن الستوزيع الطبيعي أكثر التوزيعات الإحتمالية استخداماً لأن توزيع المتغيرات يكون طبيعياً في أكثر الحالات التطبيقية، كما أنه يمثل تقديراً دقيقاً لعدد كبير من التوزيعات الأخرى إذا كسان عدد المتغيرات كبيراً، وأن لكل توزيع معالم وللتوزيع الطبيعي معلمتان هما الوسط الحسابي للمحتمع μ والانحراف المعياري للمحتمع σ ، لذلك عرف التوزيع الطبيعي المعياري بأنه توزيع له متوسط حسابي=صفر، وانحراف معياري=1، ولكثرة استخدام التوزيع الطبيعي المعياري فقد دون في جداول كما هو موضح في (ملحق رقم 1) ليسهل استخدامه في الحالات التطبيقية، وحدود هذه الجداول هي من (-6 إلى +6)، وإن المساحة الكلية للتوزيع -60. والمساحة فوق -61 تساوي صفر -62 والمساحة قوق -63 تساوي صفر -63 والمساحة قوق -63 تساوي صفر -64 والمساحة قوق -65 والمساحة و

العلامة المعيارية الزائية (Z - Score)

علامـــة معيارية في توزيع وسطه الحسابي = 0 ، وانحرافه المعياري = 1 ، يتم الحصول عليه بالتحويل الخطي دون أي تغيير في شكل التوزيع الأصلي.

$$Z = \underbrace{X_i - \mu}_{\sigma_x}$$

$$Z = \underline{X - \overline{X}}_{\sigma_x}$$

حيث:

: X : المشاهدات.

 $\overline{\mathbf{X}}$: الوسط الحسابي.

 X_i الوسط الحسابي للمحتمع الذي قيمه μ .

 X_i الانحراف المعياري للمجتمع الذي قيمه X_i . σ_{x}

* خصائص العلامات الزائية:

- كل مشاهدة يمكن تحويلها إلى مشاهدة زائية.
- الوسط الحسابي للمشاهدات الزائية=0، والانحراف المعياري-1
 - ◄ تحافظ على شكل التوزيع.

خواص المنحني الطبيعي Normal Distribution Curve

- المساحة الكلية تحت المنحئ = 1
- شكل المنحني على هيئة جرس.
- ■تتركز المشاهدات حول الوسط الحسابي.
 - المنحني متماثل حول الوسط الحسابي.
 - إن المساحة الموجودة على بعد
- ت انحراف معياري = 68.27 % عن
 ت ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % عن
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف معياري = 15.86 % من
 ت ± ± 1 انحراف من
 ت ± 1 انحراف
- ± ± 8 انحراف معياري= 99.73 € عن x

99-2003- إذا كانت قيمة الوسط الحسابي والوسيط والمنوال متماثلة تماماً في حدول تكراري فإن البيانات يكون لها توزيع يسمى:

أ) متماثلاً (طبيعياً) ب) مائلاً إلى اليمين ج) مائلاً إلى اليسار د) مقعراً.

من خصائص التوزيع الطبيعي أن الوسط = الوسيط = المنوال.

الذي يحصل على علامة زائية أعلى هو الأفضل.

إذا علامته في مادة النظم MIS أفضل من علامته في مادة الإحصاء.

80-2005 إذا كان الوسط الحسابي لعلامات طلبة احد الصفوف في مادة الإحصاء (60)، بانحسراف معسياري مقداره (5)، وكانت علامة أحد الطلبة في هذه المادة (75)، فإن قيمة العلامة المعيارية لهذا الطالب هي:

* المساحة تحت المنحني الطبيعي

إن القيمة الاحتمالية لـ Z يتم إيجادها من الجداول الإحصائية للتوزيع الطبيعي، فمثلاً لإيجياد احتمال القيمة 30.3413 نقوم بتحديد موقع القيمة في الجهة اليمين من الجدول ثم نجد القيمة المقابلة لها في الجانب الأيسر وهي 1 وهكذا.

 $P(55 \le X \le 60) .3 \quad P(65 \le X \le 70) .2 \quad P(60 \le X \le 65) .1$

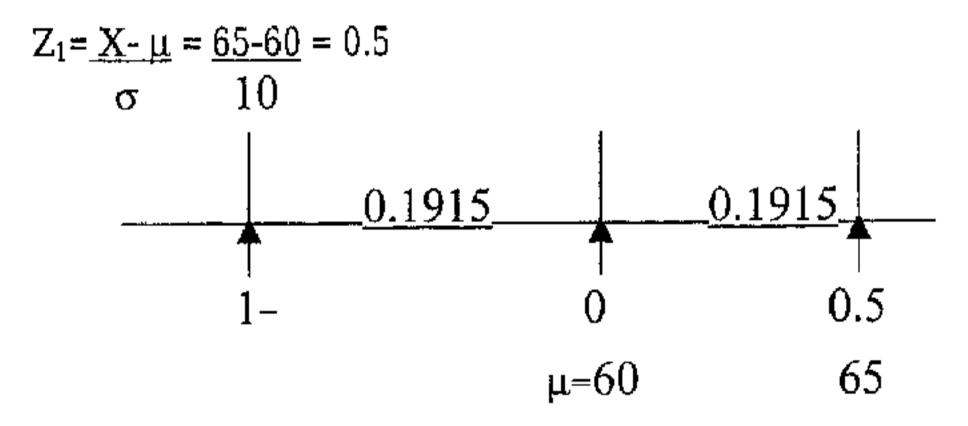
 $P(60 \le X \le 65) - 1$: الحل

 $Z=X-\mu$ نقوم بتحويل قيم X للتوزيع الطبيعي إلى قيم Z المعيارية باستخدام الصيغة σ

قيمة Z عند 60 = X

$$Z_1 = X - \mu = 60 - 60 = 0$$
 $\sigma = 10$

X = 65 عند Z قيمة

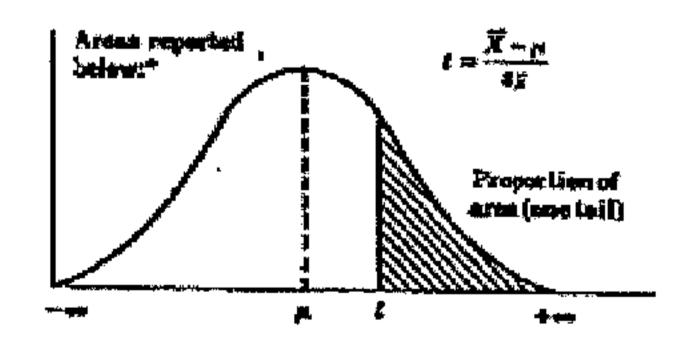


وبالرجوع لجدول التوزيع الطبيعي نجد أن قيمة الاحتمال بين 0-5.5 هي 0.1915

3-2 التوزيع الاحتمالي التائي 3-1 Probability Distribution

الجدول أدناه يعطي نيمة عه المقاملة وتيميها عمد المقاملة وتيميها

Proportions of Area for the t Distributions

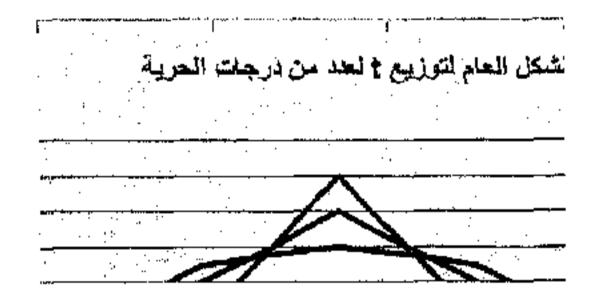


ي حالة التوزيع الطبيعي Z إن الانحرافات للمتوسطات العينية (\overline{x}_i - μ) وقسمتها على الخطأ المعياري σ_x موزعة توزيعاً طبيعياً مع $\mu=0$ و $\mu=0$ حيث أن طرح μ من وسط كل

عبسنة $\overline{\mathbf{x}}$ لا يغسير من شكل التوزيع لمتوسطات العينة وأن قسمتها على $\mathbf{\sigma}_{\mathbf{x}}$ يؤدي إلى تقليل التسبخدام التسباين إلى 1، ولكسن عسند حسساب الانحسراف المعسياري لكل متوسط $\overline{\mathbf{x}}$ باستخدام \mathbf{x} $\mathbf{x$

$$\mathbf{t} = (\overline{\mathbf{x}} - \mu)/\mathbf{S}_{\mathbf{x}'}$$

$$\mathbf{S}_{\mathbf{x}'} = \mathbf{S}/\sqrt{\mathbf{n}}$$
 : ن:



شكل(3): الشكل العام لتوزيع t لعدد من درجات الحرية.

إن توزيع t له نفس خصائص التوزيع الطبيعي حيث انه:متماثل، يمتد من ∞ - إلى ∞ + يختلف عن التوزيع الطبيعي من كون شكله يعتمد على عدد درجات الحرية V حيث أن V حيث أن V هي حجم العينة المعتمدة في حساب التباين ويرمز لدرجات الحرية بالرمز V وغالباً ما يفترب توزيع V من شكل التوزيع الطبيعي كلما زادت عدد درجات الحرية وأكثر درجة يتقارب التوزيعان بما عندما تكون V وعندما تكون V يعطي قيمه بناء على قيم V ويوجد هذا الجدول طبيعياً، لذلك هناك جدول خاص بتوزيع V يعطي قيمه بناء على قيم V ويوجد هذا الجدول علاحق الكتاب.

مثال: إذا كان لدينا عينة حجمها n=16 وانحرافها المعياري S=1.5 مسحوبة من مجتمع $\overline{\mathbf{x}}=5$ مسحوبة من مثال: إذا كان لدينا عينة حجمها $\mu=4$ فما هو احتمال أن تكون قيمة الوسط $S_{\mathbf{x}'}=5/\sqrt{n}=1.5/\sqrt{16}=1.5/16=1.5/4=0.375$

الفصل الثاني: التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية

$$t = \frac{\overline{x} - \mu = 5 - 4 = 1}{S_{x'}} = 2.67$$

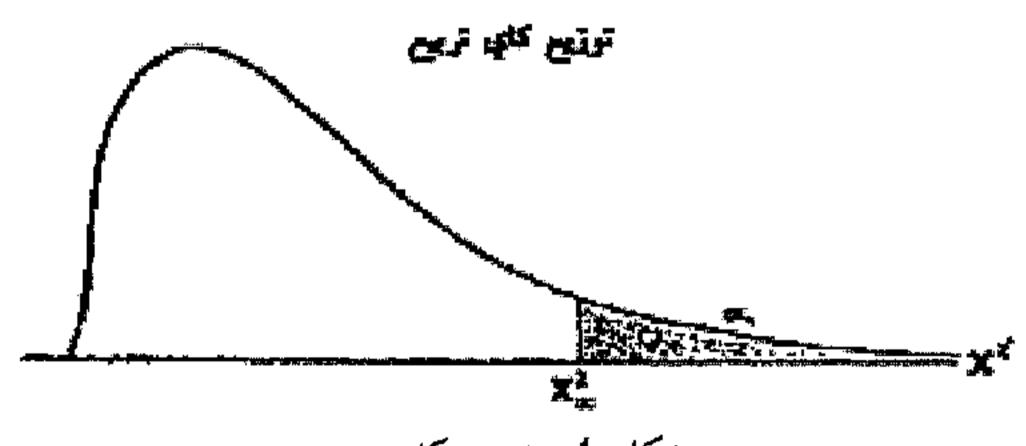
$$t \qquad 0 \qquad 5$$

$$\mu = 4 \qquad 2.67$$

ومــــن جدول t وبدرجة حرية V=n-1 = V=n-1 والبحث عن اقرب قيمة لــــ 2.67 المحسوبة نجدها 0.99 وعليه فإن 0.99 = (p(t=2.67) = 0.99

4-2 التوزيع الاحتمالي لمربعات كاي Probability Distribution of χ^2

Chi-Square Distribution



شكل (4): توزيع كاي تربيع

توزيع χ^2 من التوزيعات الاحتمالية النظرية المستمرة، ودالة كثافته النوعية تأخذ القيم من χ^2 من التوزيعات الاعتباء ولكن شكله لا يشبه توزيع Z, لا لأنه منحني يقترب للتماثل مع التوزيعات من جانبه الأيمن فقط، وشكل توزيعه يعتمد على درجات الحرية df لذلك هو دالة لعدد درجات الحرية ويبدأ بالشكل L ويقترب من التماثل كلما تزداد درجات الحرية.

$$\chi^2 = (\underline{n-1) S^2}$$

وهي توزيع مع (n - 1) من درجات الحرية.

لإيجاد المساحات تحت منحني χ² نستعمل جدول χ² حيث يمثل العمود الأيسر درجات الحرية ν والحظ الأفقى يمثل مستويات المعنوية، والقيم داخل الجدول تمثل المساحات للتوزيع.

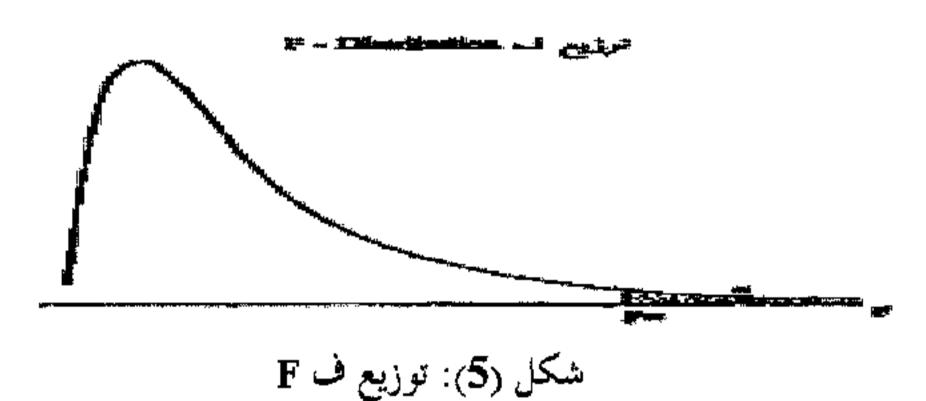
مثال: إذا كان لدينا χ^2 المحتسبة هي χ^2 لعينة حجمها 12=n فما هي قيمة χ^2 التي يقع إلى يسارها 0.995 من المساحة.

الحل:

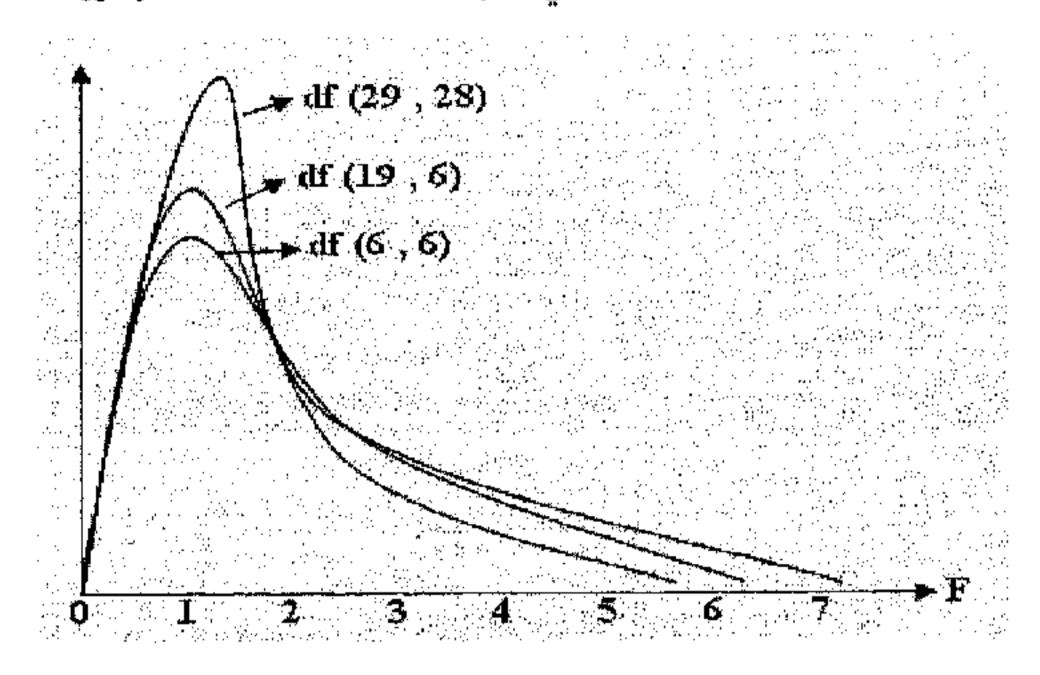
من الجدول 26.757 = 26.757 من الجدول

V = n - 1 = 12 - 1 = 11

5-2 التوزيع الاحتمالي الفائي F F- Probability Distribution



توزیع F: هو توزیع ملتو جهة الیمین بمعلمتین تتمثلان بدرجتی حریة (البسط ، المقام) وهما K-n للبسط ، والشكل التالي و السكل التالي ببین توزیع K-n و الشكل التالی ببین توزیع K-n و الشكل التالی ببین توزیع K-n و السکل التالی ببین توزیع K-n



شكل (6): منحني توزيع F حسب درجات الحرية

كمسا في توزيعات χ^2 , χ^2 فإن توزيع χ^2 هو من التوزيعات الاحتمالية النظرية المستمرة، χ^2 χ^2 χ^2 χ^2 ولكسن شسكله لا بسشبه توزيعسي χ^2 χ^2 لأنه يعتمد على قيمتين لدرجات الحرية χ^2 و χ^2 و χ^2 و كسل مستهما تسبداً من 1 وحتى χ^2 ونسبة التباين تعتمد على تباين العينتين χ^2 و نظرياً فإن هذه القيمة تقترب من 1 لأن التباينين هما تقديرات لنفس الكمية ويرمز لها بالرمز χ^2 .

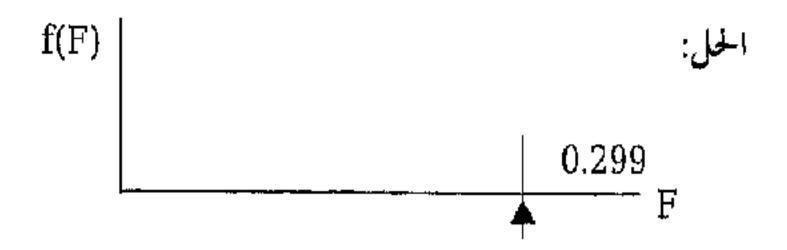
إذا كانت العينتين من مجتمعين طبيعيين منفصلين مختلفين في المتوسطات ولها نفس التباين أي: $\mu_1 \neq \mu_2$ ، $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$ أي: $\sigma^2_1 = \sigma^2_1$ أو أن العينتين مستحوبة من نفس التوزيع الطبيعي ولكن تباينهما نفسه، يرمز للتوزيع بالرمز σ^2_1 .

والشكل العام لتوزيع F كما هو شكل توزيع χ^2 يبدأ على شكل حرف L عند درجات الحرية الصغيرة، ثم يصبح مفرطح باتحاه اليمين بازدياد درجات الحرية.

يستخدم الجدول في ملحق الكتاب لإيجاد المساحات تحت المنحني لتوزيع F

 v_1 =10 ودرجات حرية v_1 =10 عند النقطة v_1 ودرجات حرية v_2 =10 و v_2

سيسسب التحليل الإحصائي



 $v_2=8$ ومن حدول F وبدرجتي حرية $v_1=10$ حيث $v_1=10$ بالاتجاه الأفقي للحدول و P=0.95 وبذيل واحد نحد القيمة F فتكون المساحة: $F=\frac{1}{F(0.95,10.8)}=\frac{1}{3.347}$

2-6 نظرية المعاينة Sampling Theory

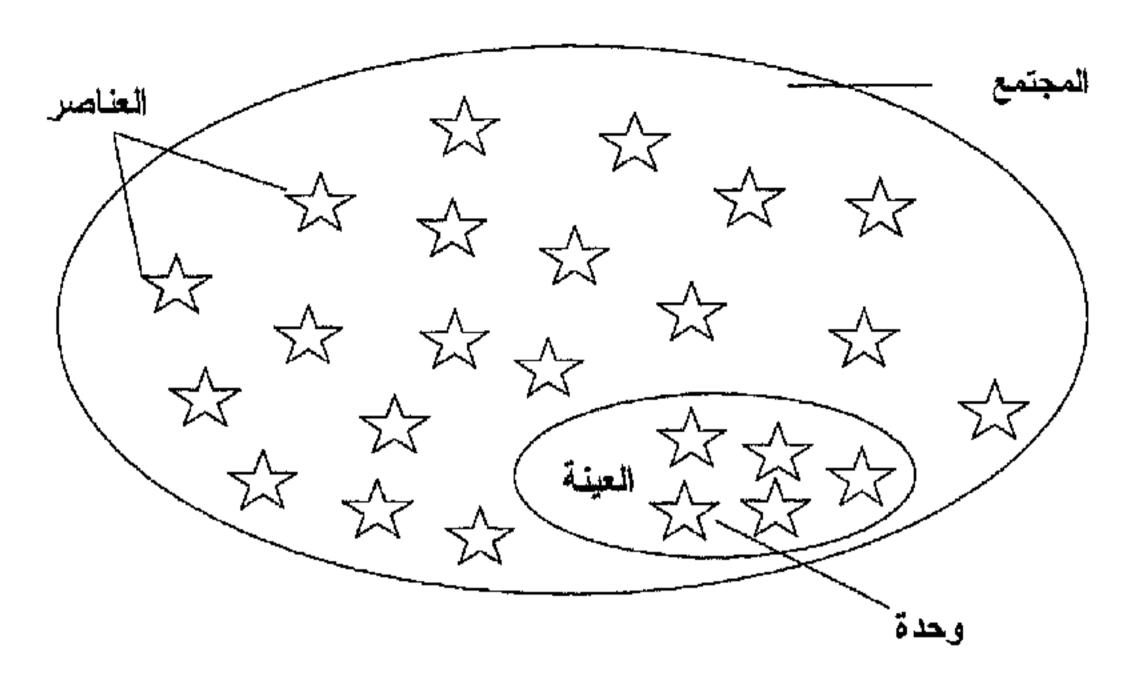
في الاحسصاء الاستدلالي حيث يتوصل الباحث الى خصائص المحتمع Population عن طسريق العيسنة Sample، أو المعاينة، لأن دراسة المحتمع احياناً مستحيلة أو صعبة جداً ومكلفة وتحتاج الى وقت وجهد كبيرين.

المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة

Population, Sample, Element, and Sampling Unit.

إن أسئلة البحث والأهداف التي نحتاجها هي التي تحدد مدى الحاجة إلى استخدام العينة، كما أن قيود الوقت والكلفة وطبيعة المجتمع المبحوث قد تحول دون قدرة الوصول إلى المجتمع الكامل لجمع البيانات منه، وهنا لابد من إتباع أحد أساليب المعاينة والتي تزودك بأساليب مختلفة لأنواع العينات.

والشكل التالي يبين العلاقة بين الجحتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة.



الشكل(1): المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة.

Source: Saunders, Mark, Lewis, Philip, & Thornhill, Adrian (2007). Research methods for business students (4th ed.). Edinburgh Gate, Harlow: Pearson Education Limited. p. 205.

التوزيع Distribution: بحموعة مشاهدات مهما كان عددها.

المجتمع Population: جميع المفردات التي يمكن أن يأخذها المتغير.

مجتمع العينة Sample Population: المحتمع الذي تؤخذ منه العينة.

مجـــتمع الهدف Target Population: المحتمع الذي ستعمم عليه نتائج الدراسة التي أحريت على محتمع العينة.

العينة Sample: بحموعة حزئية من المحتمع.

المؤشسر Index: تدل على جميع مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتباط) سواء محسوبة لعينات أو لمجتمعات.

مؤشرعينة (إحصائي) Statistic:ويستخدم للعينات، مثل الوسط الحسابي لعينة 'Χ'. مؤشر مجتمع (معلم) Parameter: ويستخدم للمحتمع، مثل الوسط الحسابي μ.

7-2 العينات Samples

المحستمع الإحسصائي Population: أي تحمسع معسرف من الأشياء أو الأشخاص أو الحوادث، وهو المجموعة الشاملة التي يجري اختيار العينات منها.

العينة، حتى نتمكن من تعميم النتائج على المحتمع. هذه الطاهرة عليهم من خلال المعلومات عن هذه العينة، حتى نتمكن من تعميم النتائج على المحتمع.

العيسنة Sample: أي مجموعة جزئية من المحتمع الإحصائي يتم جمع البيانات من خلالها بصورة مباشرة.

خصائص العينة تختلف باختلاف العينة وحتى يكون التقدير مناسب يجب أن تكون العينة تتمتع بما يلي:

- أن تكون العينة ممثلة للمجتمع.
- أن يكون حجم العينة مناسب.

العينة الممثلة للمحتمع: هي العينة التي يتم اختيارها بطريقة عشوائية.

:Reasons for using Samples أسباب استخدام العينات

- أفراد المجتمعات في وقت واحد.
 - 2. تقليل نفقات الدراسة.
- 3. صعوبة تأمين العدد الكافي من المختصين الذين تحتاجهم الدراسة.
 - 4. التقليل من الوقت اللازم لإجراء الدراسة والتمكن من تحديده.
 - 5. الحصول على دقة قريبة من استخدامنا للمجتمع.

عدد أفراد العينة Number of Sample's Persons

- 1. لا يوجد قانون محدد لتحديد حجم العينة.
- الدراسات المسحية: 20% من أفراد المحتمع إذا كان صغير نسبياً (500-1000)
 وتصبح 5% من أفراد المحتمعات الكبيرة جداً.
 - 3. العينة تكون 30 فرداً من أفراد المحتمعات الصغيرة. ولا تقل عن ذلك.
 - 4. الدراسات الارتباطية: 30 فرداً لكل متغير في الارتباط والانحدار المتعددين.

- 5. البحوث التحريبية: 15 فرداً في كل مجموعة.
- 6. التحليل العاملي: أن يكون حجم العينة من خمسة إلى عشرة أمثال عدد الفقرات. ويسبين الجسدول (1.4) حجم العينة المطلوب اعتماداً على هامش الخطأ المسموح به، ومنه يتبين أنه كلما قل هامش الخطأ المسموح به زاد حجم العينة.

الجدول (1) اختلاف حجم العينة المطلوب باختلاف هامش الخطأ المسموح به.

۔۔۔ الحس د الکا	هامش الخطأ ا	المسموح به (ror	Margin of en	(1
حجم المجتمع الكلي	(%5)	(%3)	(%2)	(%1)
50	44	48	49	50
100	79	91	96	99
150	108	132	141	148
200	132	168	185	196
250	151	203	226	244
300	168	234	267	291
400	196	291	343	384
500	217	340	414	475
750	254	440	571	696
1000	278	516	702	906
2000	322	696	1091	1655
5000	357	879	1622	3288
10000	370	964	1936	4899
100000	383	1056	2345	8762
1000000	384	1066	2395	9513
10000000	384	1067	2400	9595

Source: Saunders, Mark, Lewis, Philip, & Thornhill, Adrian (2007). Research methods for business students (4th ed.). Edinburgh Gate, Harlow: Pearson Education Limited. p. 212.

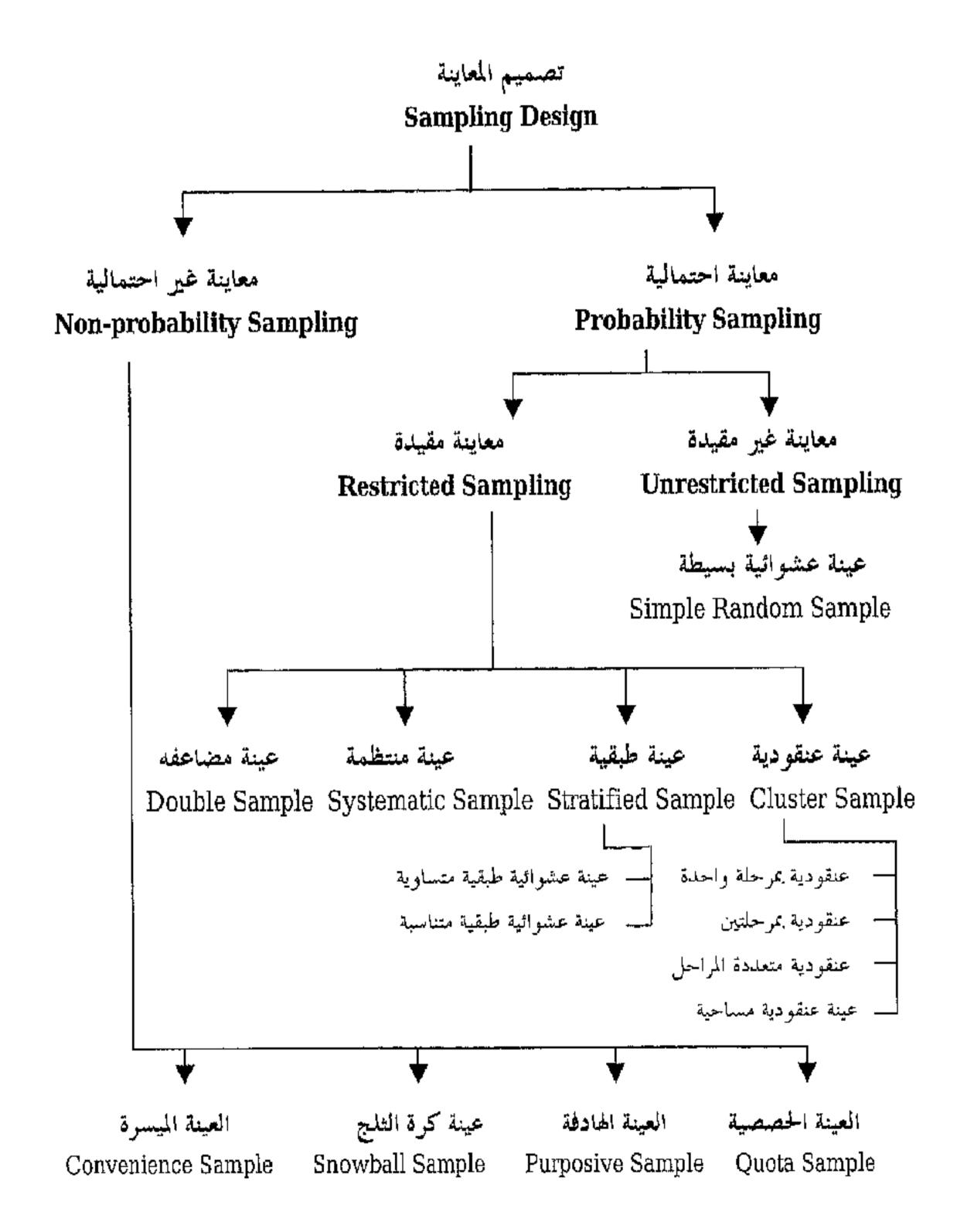
كما قدم كل من كريجيسي ومورجان (Krejcie & Morgan, 1970) حدول يسهل اتخاذ قرار جيّد لتحديد حجم العينة المطلوبة اعتماداً على حجم المحتمع الكلي وهامش الخطأ المسموح به (5%).

الجدول (2) الجدول (2) تحديد حجم العينة اعتماداً على حجم المجتمع الكلي (هامش الخطأ المسموح به (50%)).

((,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	,) المعالي (المعالي				
العينة	المجتمع	العينة	المجتمع	العينة	الجتمع	
(n)	(N)	(n)	(N)	<u>(n)</u>	(N)	
291	1200_	140	220_	10	10	
297	1300	144	230	14	15	
302	1400	148	240	_19	20	
306	1500	152	250	24	25	
310	1600	155	260	28	30	
313	1700	159	270	32	35	
317	1800	162	280	36	40	
320	1900	165	290	40	45	
322	2000	169	300	44	50	
327	2200	175	320	48	55	
331	2400	181	340	52	60	
335	2600	186	360	56	65	
338	2800	191	380	59	70	
341	3000	196	400	63	75	
346	3500	201	420	66	80	
351	4000	205	440	70	85	
354	4500	210	460	73	90	
357	5000	214	480	76	95	
361	6000	217	500	80	100	
364	7000	226	550	86	110	
367	8000	234	600	92	120	
368	9000	242	650	97	130	
370	10000	248	700	103	140	
375	15000	254	750	108	150	
377	20000	260	800	113	160	
379	30000	265	850	118	170	
380	40000	269	900	123	180	
381	50000	274	950	127	190	
382	75000	278	1000	132	200	
384	1000000	285	1100	136	210	
Colores IIma (2002) Becaugh methode for hyeinege, A skill-huilding an						

Source: Sekaran, Uma (2003). Research methods for business: A skill-building approach (4th ed.). New York: John Wiley & Sons Inc., p. 294.

تصنف العينات إلى عينات احتمالية وعينات غير احتمالية: يبين الشكل (2) الأساليب المختلفة التي يمكن إتباعها في اختيار العينة.



أولاً: العينات غير الاحتمالية Non probabilistic Samples

هـــي عينات يتدخل فيها ميل الباحث وتحيزه بدرجة كبيرة في اختيار أفرادها، ويصعب تعميم نتائجها على جميع أفراد المجتمع. ومنها ما يلي:

1. العينة الميسرة Convenience Sample

تسخمن العيانة الميسرة الحتيار جزافي أو مصادفة للحالات المدروسة والتي من السهولة الحصول على سهولة الوصول والاتصال الحصول على يهولة الوصول والاتصال بالأعضاء، وهي سريعة التنفيذ وقليلة الكلفة، ولكن لا يمكن تعميم نتائجها. وغالباً ما تخدم هذه العينة كدراسة قبلية/ أولية أكثر من كونها عينة مهيكلة متكاملة (Saunders et al., 2007, 234).

2. العينة الهادفة Purposive Sample

تــستخدم العيــنة الهادفة للحصول على معلومات من شريحة مُحدّدة قادرة على توفير المعلــومات، إمــا بسبب موقعهم، أو لان بعض المعايير التي وضعها الباحث تتوفر فيهم؛ لأهم أفــضل الأشــخاص القادرين على توفير المعلومات، حيث يتم اختيار وحدات العينة بناء على الخــبرات في الموضــوع الذي يدرس. وتستخدم العينة الهادفة عندما تكون المعلومات المطلوبة متوفــرة لدى فئة معينة من الأفراد، فهي التي تملك المعرفة في الموضوع المبحوث وتستطيع تقديم المعلومة.

وتستخدم العينة الهادفة في الغالب عندما نتعامل مع عينات صغيرة، أو عندما نتعامل مع حالات نريد منها معلومات خاصة (Neuman, 2000).

3. العينة الحصصية Quota Sample

تستخدم العينة الحصصية في مقابلات المعاينة (Survey) وهي غير عشوائية تماماً، وتقوم على افتراض أن العينة تمثل المجتمع وان التغيّر بالنسبة لمتغيرات العينة الحصصية هي نفسها بالنسبة لمتغيرات المجتمع، لذا فإن العينة الحصصية هي نوع من العينة العشوائية الطبقية ولكنها تختار أفراد الطبقة بطريق غير عشوائي، إذ تعتمد على تقسيم المجتمع إلى مجموعات خاصة، ثم حساب حصة كل مجموعة اعتماداً على علاقتها بالبيانات المتوفرة وحجم المجتمع، ثم الحصول على تلك الحصة بأيسر الطرق (Saunders et al., 2007, 226).

وتــستخدم العيـنة الحصــصية عندما يكون هناك صفات محدّدة يجب أن تؤخذ مسبقاً بالاعتــبار في العينة مثل: (الجنس، الوظيفة، التوزيع الجغرافي)، إذ لابد والحالة هذه من توزيع العينة بالحصة على المجتمع لتُمثّل التنوّع بداخله.

ومــن العوامل التي تشجع على العينة الحصصية توفير الوقت والكلفة والجهد، والحصول على إحابات سريعة من العينة، كما أنما تصبح ضرورة عندما يكون شريحة في المحتمع ذات تمثيل قليل ونرغب في إشراكها في العينة المحتارة.

4. عينة كرة الثلج Snowball Sample

تستخدم عينة كرة الثلج عندما نواجه صعوبة في تحديد أعضاء المحتمع المرغوب دراسته، حيث يبدأ الباحث بعينة صغيرة ميسرة، ثم تبدأ العينة بالكبر شيئاً فشيئاً مع سير الدراسة.

وفي هذه الحالة نحتاج إلى الخطوات التالية: (Saunders et al., 2007, 232)

- الاتصال بواحد أو اثنين من حالات المحتمع المرغوب دراسته.
- سؤال هؤلاء لتحديد حالات أخرى يمكن الرجوع إليها لتُوفر المعلومات لديهم،

- سؤال الحالات الجديدة لتحديد حالات أخرى جديدة، وهكذا.
- المستوقف عندما لا نستطيع الوصول إلى حالات حديدة، أو الوصول إلى حجم عينة مقبول.

ومثال ذلك: إذا أراد باحث أن يدرس تأسيس الإمارة عام 1921 عن طريق المقابلات مسع الأفراد الذين عايشوا الحدث، ونلاحظ في هذه الحالة أن الأفراد الذين عايشو الحدث ولا زال علمي قيد الحياة قد يكون عددهم قليل، ولذلك يقوم الباحث بتحديد والاتصال بواحد أو أثمنين من هؤلاء الأفراد، ثم يقوم بالاستدلال منهم على أفراد آخرين وهكذا حتى لا يستطيع الوصول إلى أفراد جدد، أو يكون قد استوفى البيانات التى يرغب بجمعها لبحثه.

ثانياً: العينات الاحتمالية Probabilistic Samples:

عيمنات يتم اختيارها بطرق تعتمد مباديء الاحتمالات بغرض تمثيل الجحتمع، ومنها ما يلي:

1. العينات العشوائية البسيطة Simple Random Samples:

اختسيار عسدد معين من أفراد المحتمع بحيث يكون لأي فرد من الأفراد الفرصة نفسها للظهور في هذه العينة، وتستحدم للمجتمع الذي يتكون من عناصر متحانسة.

حجم العينة = نسبة العينة * عدد أعضاء الجتمع

2. العينات العشوائية الطبقية Stratified Random Sample:

يستم الحسصول علسيها بتقسيم المحتمع الأصلي إلى طبقات أو فئات وفقاً لخاصية معينة كالجسنس أو مسستوى التعليم، فإذا كانت عناصر المحتمع غير متحانسة فإننا نقسم المحتمع إلى طبقات، ثم نأخذ عينة عشوائية بسيطة من كل طبقة تتناسب مع حجم الطبقة.

ويمكن تقسيم العينة الطبقية العشوائية إلى:

• توزيسع مسساوي (Equal Distribution) وهنا تقسم العينة الكلية على الطبقات بالتساوي.

• توزيع متناسب/ نسبي (Proportional Distribution) حيث يؤخذ عدداً من كل طبقة يتناسب مع حجم الطبقة في المحتمع.

العينة الطبقية = رحجم الطبقة / حجم المجتمع) * حجم العينة

مثال: رأي الآباء والأمهات حول قضية معينة.

98-2003- أردنسا اختسيار عينة طبقية حجمها ن = 100 من مجتمع مكون من 1000 شخص وينقسم إلى طبقتين(400ذكور، 600 إناث)، فإن هذه العينة ستكون مكونة من:

2003-85 في دراسة إحصائية استهدفت طلبة كليات المحتمع، أخذت عينة عشوائية من كل كلية يتناسب عددها مع عدد الطلبة فيها، فإن هذه العينة تسمى:

أ) عنقودية ب) منتظمة ج) معيارية د) طبقية.

2005-81 كلية تضم عدة تخصصات مختلفة، يراد اختيار عينة تمثل كل الطلاب في الكلية، فإن أفضل اسلوب لاختيار هذه العينة هو العينة العشوائية:

أ) البسيطة ب) المنتظمة ج) **الطبقية** دية.

2-2002 عدد المهندسين المستجلين في نقابسة المهندسين 35000 مهندس و مهندسة، فالطريقة الأنسب و المعندسة، وأردت المحتيار عينة عددها (500) مهندس ومهندسة، فالطريقة الأنسب في المعينة على أساس نقابي هي المعينة:

أ- العشوائية. ب- المنتظمة. ج- العنقودية. د- الطبقية.

3. العينات العشوائية العنقودية Cluster Random Samples:

عندما نواجه في بعض الدراسات التطبيقية أن وحدات بعض المجتمعات تكون على شكل تجمعات وغالبا ما تكون متشابحة إلى حد كبير بالنسبة للخاصية التي نقوم بدراستها مثل: المدن، الشوارع، الكليات، وغيرها فإن هذه التجمعات عندها تسمى عناقيد (Cluster) إذ يحوي كل عسنقود منها على عدد من عناصر المجتمع الأصلية والتي غالبا ما تكون متجانسة، فإننا نلجاً في هذه الحالة إلى العينة العنقودية.

تتميز مجمدوعات الدراسة المختلفة في المعاينة العنقودية بعدم التحانس بين عناصر كل مجموعة، حيث يوجد اختلافات بين العناصر المشكلة للمحموعة الواحدة، مع وجود تجانس بين المحموعات الجزئية (العناقيد). أي تجانس بين العناقيد ككل، ولكن عدم تجانس داخل العنقود نفسه.

وتقسم العينة العنقودية إلى:

- ●عينة عنقودية بمرحلة واحدة Single-Stage Cluster Sampling
 - عينة عنقو دية بمرحلتين Duple-Stage Cluster Sampling
- عينة عنقودية متعددة المراحل Multi-Stage Cluster Sampling
 - معاينة مساحية Area Cluster Sampling

4. العينات العشوائية المنتظمة Systematic Random Samples:

وهي نادرة الاستعمال وتتصف بانتظام الفترات بين وحدات الاختيار، أي أن الفرق بين كل اختيار والذي يليه متساوياً في كل الحالات، ويستعمل إذا توفرت قائمة بأسماء أفراد المحتمع فإنسنا نستطيع اختيار أفراد العينة بحيث يكون الفرد ذو ترتيب معين ضمن أفراد المحتمع ويكون الختيار الفرد الأول من القائمة عشوائياً، مثال: اختيار (1000) طالب من أصل (1000) طالب في الجامعة.

نحدد مقدار الفترة=عدد طلاب المحتمع/عدد طلاب العينة = 100/1000=10 تحديث تعديث البدء ويتم اختيارها عشوائياً من 0-9 ولنفترض الرقم 8 هو الاختيار الأول، ونزيد لكل اختيار يليه الرقم 10

5. العينات المعيارية Standard Samples:

عينة تمثل المحتمع الإحصائي تمثيلاً صادقاً وتتفق مقاييسها الإحصائية مع مقاييس المحتمع (الوسط، الوسيط، الانحراف المعياري) ويتم اختيارها بصورة تتابعية.

22-2004 من العينات الاحتمالية العشوائية:

أ) القصدية. ب) الحصصية. ج) العنقودية. د) الصدفة.

أخطاء العينات Samples Errors

إن النـــتائج الـــي نحصل عليها من العينات لا تكون مطابقة تماماً للنتائج في حالة المسح الشامل وذلك لأن نتائج العينات تتعرض لمجموعة من الأخطاء منها ما يلي:

- أخطاء عشوائية (أخطاء الصدفة) Random Errors: والسبب في هذا الخطأ هو طريقة اختيار العينة، مثل اختيار (حجم العينة، نوع العينة، تباين عناصر المحتمع).
- 2. أخطياء التحييز Bias Errors: سببه زيادة أو نقص في البيانات، وقد يحث هذا الخطأ أيضا في المسح الشامل وذلك للأسباب التالية:
 - أ- الإجابات الخاطئة التي قد يتسبب فيها حامع البيانات.
 - ب- أخطاء من قبل المستحيب لعدم فهمه السؤال.
 - ج- أخطاء من قبل المستحيب لأمور شخصية.
 - د- التحيز في عناصر المحتمع التي تم احتيارها.
 - ه- عدم الوصول إلى مفردات العينة واستبدالها بأخرى.
 - و- عدم وجود إطار سليم للعينة.

2002-1 يقصد بالعينة:

أ- المشاهدات التي يتم تطبيقها على جميع أفراد محتمع الدراسة.

ب- مجموعة جزئية من مجتمع الدراسة.

ج- إحدى وسائل المسح الشامل.

د- طريقة إحصائية في قياس الترعة المركزية.

7-2002 يمكننا الحكم على مدى تمثيل عينة ما للمجتمع المأخوذة منه من خلال:

أ- تجانس أفراد عينة الدراسة.

%10 ب- تمثيل العينة بنسبة تزيد على

ج- بعد أو قرب متوسط العينة عن متوسط بحتمعها مقدراً بوحدات الخطأ المعياري.

د- العينة منتظمة.

8-2002- أفضل نسبة في اختيار عينة الدراسة من محتمع كبير برأي الاحصائيون:

د- 10%

%**5** −८

ب- 4%

%2 -1

72-2005 العينة الأكثر دقة في تمثيل المحتمع غير المتحانس هي:

د-متعددة المراحل.

أ- العشوائية البسيطة. ب- المنتظمة. ج-ا**لطبقية**.

.73-2005 مستوى القياس الذي تستخدم فيه الأرقام بمدف التصنيف فقط هو:

د- الفئوي.

1-1الاسمي. --1النسبي.

2002-92- العيـنة التي تمنح كل فرد من أفراد الجحتمع نفس الفرصة في الاختيار ليكون أحد أفرادها هي العينة:

أ- الطبقية. ب- العشوائية البسيطة. ج- المنتظمة. د- متعددة المراحل

93-2006 مستوى القياس الذي تكون وحداته متساوية وليس له صفر مطلق هو:

د- الاسمى.

ج— الفئو*ي.*

2006-100- المقصود بمحتمع الدراسة في الإحصاء:

أ) الأفراد الذين تحرى عليهم الدراسة.
 ب) العينة التي تقع عليها الدراسة.

ج) الأفراد الذين تعمم عليهم نتائج الدراسة. د) جزء من عينة الدراسة.

8-2 توزيع المعاينة Sampling Distribution

يخسط المحسم الذي تؤخذ منه العينة لتوزيع معين وهو توزيع المحتمع الاحتمالي لمتغير عشوائي يمثل وحدات ذلك المحتمع، وان التوزيع الاحتمالي للاحصاءة يدعى بتوزيع المعاينة لتلك الاحصاءة والمتمثل بثوابت تعين هذا التوزيع تماماً وتسمى معلمات.

اذا كان المجامع يخضع لتوزيع طبيعي فإن المعلمين هما الوسط الحسابي لم والانحراف المعاري σ فسإذا كانات معلومة فيمكن عندئذ ايجاد جميع الاحتمالات المتوقعة لهذا المجتمع وكذلك الحال إن كان المجتمع يخضع لتوزيع ذو حدين فإن المعلمة هي احتمال النحاح (p)، فإناسنا نستطيع معرفة توزيعه أي يمكن تحديد مجتمعه، أي أن دالة الكئافة الاحتمالية للمتغير (x) والذي يمثل أي فرد من أفراد ذلك المجتمع يكون قد تحدد تماماً، وبعد ذلك يمكن حساب بعض المقاييس عن هذه العينة مثل الوسط الحسابي للعينة الواحدة هو (x) ويسمى بإحصاءة العينة وهذه القيمة ربما تتغير من عينة إلى أخرى، وأن قيمة الوسط كما ذكرنا فإنما تتغير من عينة إلى أخرى لذا فالمتغير العشوائي هنا هو (x) أي أن قيمة هذا الإحصاءة (x) تعريف الاغراف القياسي لتوزيع المعاينة والذي يدعى بالخطأ القياس للإحصاءة.

نظرية: إذا كان (\overline{X}) يخضع لتوزيع وسطه μ وتباينه σ^2 وكان (\overline{X}) يمثل الوسط الحسابي لعينة حجمها π والمسحوبة من هذا المجتمع فإن القيمة المتوقعة لهذا الوسط هو μ = μ أي أن الوسط الحسابي لـ μ (\overline{X}) هو الوسط الحسابي لجميع الأوساط الحسابية للعينات التي سحبت منها هذه العينات، أما تباين \overline{X} هو:

$$\sigma_{\overline{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

أي أن تـباين هذه العينات يعتمد على تباين المجتمع وعلى حجم العينة، وهو بذلك أقل من تباين المجتمع، وبالتالي كلما كبر حجم العينة قل مقدار الخطأ القياسي للوسط الحسابي (\overline{X}) ونقرب وسط تلك العينة من الوسط الحسابي للمجتمع لذا يمكن استخدام تقدير الوسط الحسابي كتقدير لـ μ ، ويجب توفر شرط الإرجاع.

توزيع المعاينة للوسط الحسابي من مجتمع طبيعي:

Sampling Distribution for the Mean of Normal Population:

إذا ســحبت عيــنة عشوائية حجمها (n) من مجتمع كبير له وسط حسابي (5) وتباين معلــوم σ^2 فإنَّ توزيع المعاينة للوسط الحسابي \overline{x} يقترب من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي . $\mu_{\overline{x}}=\mu$

والانحراف المقياسي:

$$\sigma_{\overline{\chi}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

وأن (z) هـــي قيمة المتغير الطبيعي القياسي الذي له وسط حسابي مساوياً صفر وبتباين مقداره واحد.

وهذا ما يسمى بتوزيع المعاينة للوسط الحسابي (\overline{x}) .

مثال (2):

تخضع علامات الطلاب في مادة الإحصاء لتوزيع الطبيعي بمعدل (70) وانحراف معياري (20)، سحبت منه عينة عشوائية حجمها (36) طالباً، أوجد:

- توزيع المعاينة لهذه العينة.

- احسب احتمال أن يزيد معدل علامات الطلاب عن (78).

الحل:

$$\mu_{\bar{x}} = \mu = 70$$

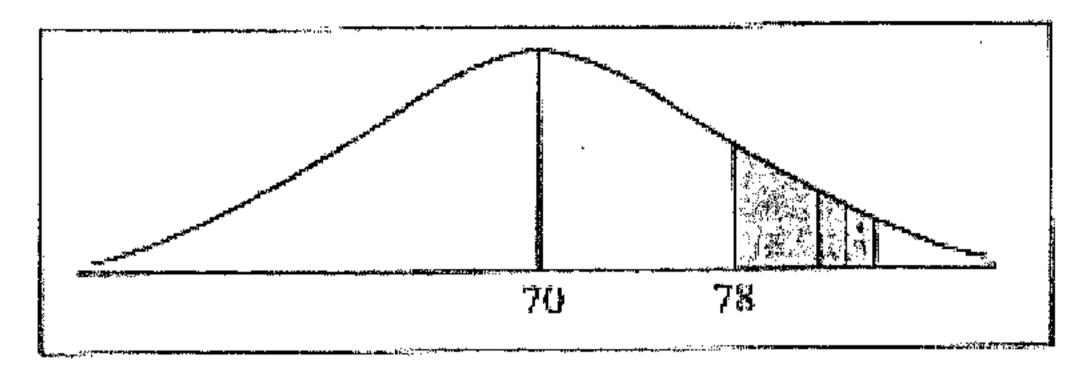
$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{20}{\sqrt{36}} = \frac{20}{6} = 3.3$$

وإنَّ توزيع المعاينة هو:

 $\overline{X} \sim N(70,10.89)$

لإيجاد الاحتمال لدينا:

$$p(\overline{x} \ge 78) = p\left(\frac{\overline{x} - 70}{3.3} \ge \frac{78 - 70}{3.3}\right)$$
$$= p\left(Z \ge 2.42\right)$$



$$P(Z \ge 2.42) = 0.5 - p(0 < Z < 2.42)$$

وباستخدام جدول التوزيع الطبيعي:

$$P(Z \ge 2.42) = 0.5 - 0.4922 = 0.0074$$

توزيع المعاينة للفرق بين وسطين:

Sampling Distribution for the Difference Between Two Sample Means: في حالة معلومية تباين المجتمعين الموزعين توزيعاً طبيعياً

نفــرض أن لدينا بمحتمعين، الأول بوسط μ_1 وتباينه σ_1^2 والمحتمع الثاني وسطه الحسابي ونفــرض أن لدينا بمحتمعين التوزيع الطبيعي: σ_2^2 والمحتمعين يتبعان التوزيع الطبيعي:

نظرية: سحبت عينة عشوائية حجمها (n_1) من محتمع طبيعي معدله μ_1 وتباينه σ_2^2 والعينة الثانية مستقلة عن العينة وعينة ثانسية مـن محتمع طبيعي أيضاً معدله μ_2 وعينة (\overline{X}_1) والعينة الثانية مستقلة عن العينة الأولى، فإذا كان (\overline{X}_1) يمثل الوسط الحسابي للعينة الأولى، و (\overline{X}_2) يمثل الوسط الحسابي للعينة الثانسية، فإن توزيع المعاينة للفرق بين متوسطيهما $(\overline{X}_1 - \overline{X}_2)$ يتبع التوزيع الطبيعي ذا المعدل الثانسية، فإن توزيع المعاينة للفرق بين متوسطيهما $(\overline{X}_1 - \overline{X}_2)$ والتباين:

$$\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

فإنَّ توزيع المعاينة يكون:

$$(\overline{X}_{1} - \overline{X}_{2}) \sim N\left(\mu_{1} - \mu_{2}, \frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}\right)$$

$$Z = \frac{(\overline{X}_{1} - \overline{X}_{2}) - (\mu_{1} - \mu_{2})}{\sqrt{\frac{\sigma_{1}^{2}}{n_{1}} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}}}$$

يخضع لتوزيع طبيعي معياري بوسط مساوي إلى الصفر وانحراف معياري يساوي واحد، أي أنَّ:

$$\mu_{X_{1-X_{2}}} = \mu_{1} - \mu_{2}$$

$$\sigma_{X_{1-X_{2}}} = \sqrt{\frac{\sigma_{1}^{2} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{1}}}{n_{1} + \frac{\sigma_{2}^{2}}{n_{2}}}}$$

مثال (3):

سحبت عينيتين عشوائيتين من شركتين مختلفتين لإنتاج العدد الزراعية وكانت الأجور المدفوعة من قبل الشركة المدفوعة من قبل الشركة (A) إلى (36) عاملاً تساوي ديناراً أردنياً بانحراف معياري (36) ديناراً، أما الأجور المدفوعة من قبل الشركة (B) إلى (49) عاملاً تساوي (186) ديناراً بانحراف معياري (40) ديناراً، الشركة (A) المناوي (60) ديناراً بانحراف معياري (60) ديناراً فأكثر من متوسط على الأجور المدفوعة من قبل الشركة (A) لها متوسط على الأجور المدفوعة للشركة (B).

الحل:

المعلومات المتوفرة في المثال يمكن توضيحها كما يلي:

	الشركة (B)	الشركة (A)
الوسط الحسابي	$\mu_2 = 180$	$\mu_1 = 230$
الانحراف المعياري	$\sigma_2 = 40$	$\sigma_1 = 36$
حجم العينة	$n_2 = 49$	$n_1 = 36$

الفصل الثاني: التوزيعات المجتمعية الاحتمالية والتوزيعات العينية

$$\mu_{X1-X2} = \mu_1 - \mu_2$$

$$= 230 - 180$$

$$= 50$$

$$\sigma_{X1-X2} = \sqrt{\frac{\sigma_1^2 + \frac{\sigma_2^2}{n_1}}{n_1 + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

$$= \sqrt{\frac{(36)^2 + \frac{(40)^2}{49}}{\frac{36}{36} + \frac{(40)^2}{49}}} = 8.3$$

$$P(\overline{X_1} - \overline{X_2} \ge 60) = P\left\{\frac{(\overline{X_1} - \overline{X_2}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \ge \frac{60 - 50}{8.3}\right\}$$

$$P(Z \ge \frac{10}{8.3}) = P(Z \ge 1.204) = 0.5 P(0 \le Z \le 1.204)$$

$$= 0.5 - 0.3925 = 0.1075$$

:Sampling Distribution for Proportion توزيع المعاينة للنسب

إذا كانست قيمة كل عنصر متمثلة بالنجاح أو الفشل فإننا نسمي كل مشاهدة من هذا المحستمع "تحسربة بيرنوللي" حيث أن احتمال النجاح يساوي (p) واحتمال الفشل يساوي (p) علماً بأن (p + q = 1) وعندما نسحب عينة عشوائية حجمها (n) فإنَّه يجب إعادة التجربة (n) مسن المحساولات، وبذلك فإنَّ توزيع المعاينة للمتغير العشوائي (x) المتمثل بعدد النجاحات في العيسنات ذات حجسم (n) يمكسن أن يكون قريباً من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي قدره وعلى شرط ألا تكون قريبة من الصفر أو الواحد.

$$\hat{P} = \frac{x}{n}$$
 :بالمقدار (p) بالمقدار عن نسبة النجاح

حيث أن (x) = عدد المحاولات (النجاحات).

n = حجم العينة.

العينة. \hat{p} = نسبة النجاح في العينة.

وكما ذكرنا أن \hat{p} تختلف من عينة إلى أخرى فإن توزيع المعاينة لـــ(x) عدد النجاحات في العينات ذات الحجم (x) يمكن أن يكون قريباً من التوزيع الطبيعي بوسط حسابي قدره:

$$\mu_{p} = E(\hat{P}) = E\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{np}{n} = p$$

وبتباين:

$$\sigma_p^2 = \operatorname{var}(\hat{p}) = \operatorname{var}\left(\frac{X}{n}\right) = \frac{npq}{n^2} = \frac{pq}{n}$$

على شرط أن تكون قيم (p) قريبة من الصفر أو الواحد.

نظرية:

سحبت عينة عشوائية حجمها (n) من مجتمع إحصائي يخضع لتوزيع بيرنوللي، أي ذات الحدين \hat{p} بوسط \hat{p} وتباين $\sigma^2=npq$ وتباين $\sigma^2=npq$ نسبة النجاحات B(n,p) هو قريب من التوزيع الطبيعي بوسط $\mu=p$ وانحراف قياسي:

$$\sigma_{\dot{p}} = \sqrt{\frac{pq}{n}}$$

لذا فإن القيمة المعيارية (Z) هي:

$$Z = \frac{\hat{P} - P}{\sqrt{\frac{pq}{n}}}$$

$$\hat{P} = \frac{X}{n}$$

الحل: باستخدام النظرية يمكن إيجاد قيم الاحتمال أعلاه كما يلي:

$$P \left(0.7 \le \hat{P} \le 0.92\right)$$

$$P \left\{ \frac{0.7 - 0.8}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{49}}} \le Z \le \frac{0.92 - 0.8}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{49}}} \right\}$$

$$= P \left\{ \frac{-0.1}{0.06} \le Z \le \frac{-0.12}{0.06} \right\}$$

$$= P \left(-1.66 \le Z \le 2\right) = P \left(0 \le Z \le 2\right) + P \left(0 \le Z \le 1.66\right)$$

$$= 0.4772 + 0.4515 = 0.9287$$

توزيع المعاينة للفرق ما بين نسبتين:

Sampling Distribution for Differences Between Two Proportions:

نظرية: سحبت عينتان عشوائيتان ححمها (n_1, n_2) من محتمعين مستقلين يخضع الأول (n_1, p_1) من بحتمعين مستقلين يخضع الأول (n_1, p_1) ه. (n_1, p_1) ه. (n

وانحراف قياسي:

$$\sigma_{\hat{p}_1 - \hat{p}_2} = \sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}$$

لذا فإنَّ القيمة المعيارية لهما:

$$Z = \frac{\hat{P}_1 - P_2 - (P_1 - P_2)}{\sqrt{\frac{p_1 q_1}{n_1} + \frac{p_2 q_2}{n_2}}}$$

مثال (5):

إذا كانت نسبة النجاح في مادة الإحصاء في جامعة مؤته تساوي (0.8)، وكانت نسبة النجاح لنفس المادة في جامعة الاسراء تساوي (0.75)، سحبت عينة عشوائية حجمها (70) طالباً من جامعة مؤته وعينة ثانية من جامعة الاسراء حجمها (35).

أوجد احتمال أن تزيد نسبة النجاح في جامعة مؤته عن نسبة النجاح في جامعة الاسراء . بمقدار (0.1) على الأكثر.

الخل:

المطلوب هو إيجاد $P\left(\hat{P}_1-\hat{P}_2\leq 0.10
ight)$. $P\left(\hat{P}_1-\hat{P}_2\leq 0.10
ight)$. وباستخدام النظرية أعلاه فإن هذا الاحتمال يساوي:

$$p\left(\hat{p}_{1} \ \hat{p}_{2} \leq 0.10\right)$$

$$= p\left\{\frac{\hat{P}_{1} - \hat{P}_{2} - (p_{1} - p_{2})}{\sqrt{\frac{p_{1}q_{1}}{n_{1}} + \frac{p_{2}q_{2}}{n_{2}}}} \leq \frac{0.10 - (0.8 - 0.75)}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{70} + \frac{(0.75)x(0.25)}{35}}}\right\}$$

$$= p\left\{\frac{2 \leq 0.05}{\sqrt{\frac{0.05}{n_{1}} + \frac{p_{2}q_{2}}{n_{2}}}} \leq \frac{0.10 - (0.8 - 0.75)}{\sqrt{\frac{(0.8)x(0.2)}{70} + \frac{(0.75)x(0.25)}{35}}}\right\}$$

$$= p \left(Z \le \frac{0.05}{0.0873} \right) = p \left(Z \le 0.573 \right)$$

$$= 0.5 + P (0 \le z \le 0.573)$$

= 0.7157

أي أن نسبة النحاح في مؤته تزيد بــ(71%) عنها في جامعة الاسراء.

توزيع المعاينة للتباين (Sampling Distribution for the Variance):

إذا سمحبنا عينات عشوائية كل منها ذات حجم n من محتمع طبيعي تباينه σ^2 ثم أعيد الاحتيار لعدة مرات وحسب تباين كل عينة S_i^2 فإننا نحصل على الإحصاءة S^2 .

نإن المعاينة $\,S_2\,$ ليس ذا مكانة عملية في الإحصاء لذا نتيحة إلى توزيع المعاينة لــــ:

$$x^{2} = \frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}}$$

هذا يعني أن توزيع المعاينة إلى التباين يخضع لتوزيع مربع كاي وبدرجة حرية (n-1). $\frac{1}{100}$ $\frac{1}{1$

$$x^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$$

هي قيمة المتغير العشوائي (χ^2) الذي له توزيع مربع كاي بدرجة حرية (n-1).

مسئال: تخسطع علامسات الطلاب في مادة القياس والتقويم لتوزيع طبيعي بمعدل 70 وانحراف معياري 10 سحبت منه عينة عشوائية حجمها 25 طالباً.

- حد توزيع المعاينة لهذه العينة.

- احسب احتمال أن يزيد معدل علامات الطلاب عن 78

$$\mu \,\overline{\mathbf{x}} = \mu = 70$$

$$\sigma \,\overline{\mathbf{x}} = \sigma / \sqrt{n} = 10 / \sqrt{25} = 10 / 5 = 2$$

ان توزيع المعاينة هو:
$$\overline{x} \sim N(\mu \, , \, \sigma^2/n)$$

$$\overline{x} \sim N(70 \, , \, 100/25) \, , \, \overline{x} \sim N(70 \, , \, 4)$$

$$78 \rightarrow 0$$

$$100/25 \rightarrow 0$$

$$78 \rightarrow 0$$

$$100/25 \rightarrow 0$$

9-2 أسـئلة وتمارين Exercise

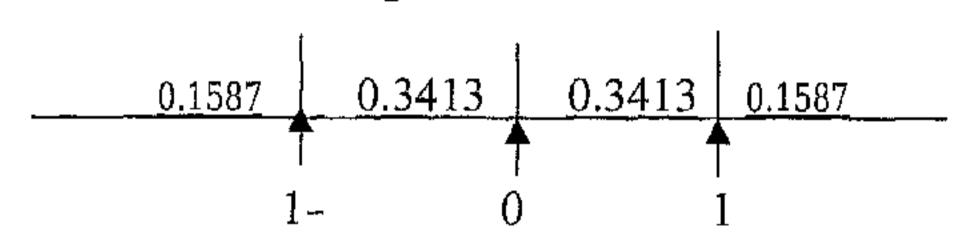
س1: ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
	-			- "						الإجابة

-1 في المنحني الطبيعي المعياري المساحة المحصورة بين -1 و -1 هي:

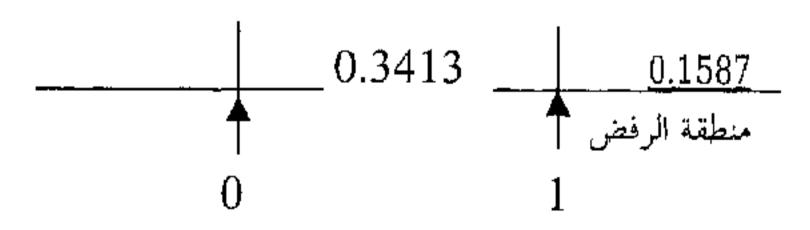
$$0.3174$$
 -- 0.6826 -- 0.3413 -- 0.1587

$$0.1587 - f$$



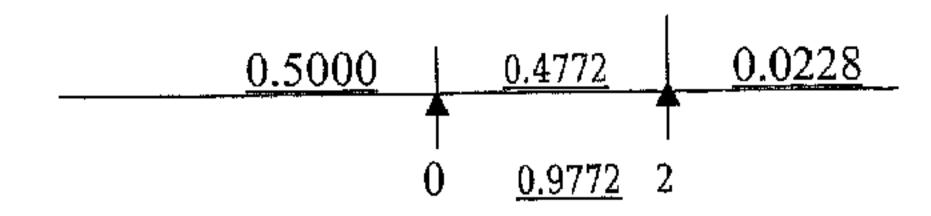
-2 إذا كان 60= X ، X علامة الإحصاء، ما احتمال الحصول على علامة X علامة Xأكبر من 70؟

$$0.3413 - 1$$



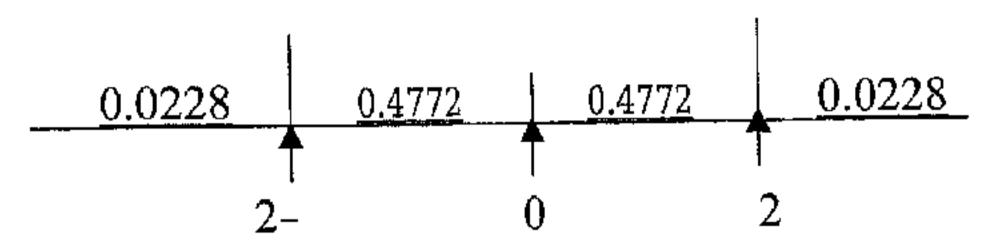
3- تضم حامعة (10000) طالباً وطالبة وتتوزع أوزالهم توزيعاً طبيعياً معيارياً بوسط حسابي X' = 60 هياري X = 10 ، ما عدد الطلبة الذين تقل أوزاهم عن X = 60 كغم؟ 0.4772 - 0.00228 - 0.5000 - 0.9772

التحليل الإحصائي



Sx = 5 ، X = 16 أستعن بالجدول لإيجاد X' إذا علمت أن X' = 5

اً - 6 - (-2) د- (2-) در (2-) در (2-)



- -6 العلامـــة في توزيـــع وســطه الحـــسابي=0، وانحرافه المعياري=1 تسمى العلامة المعيارية
- 7- العلامـــة في توزيـــع وسطه الحسابي=50، وانحرافه المعياري=10 تسمى العلامة المعيارية
- * إذا كسان لستوزيع وسط حسابي=30، وانحراف معياري=5 وكانت لعلامة طالب انحراف معيارياً واحداً دون الوسط الحسابي فإن:
 - 8- العلامة الخام للطالب =
 - 9- العلامة التائية للطالب =
 - 10- يسعى الباحث إلى تحويل العلامات من توزيع إلى آخر بغرض
- 2 إذا كانـــ درجــات الطلاب في امتحان الرياضيات تتبع التوزيع الطبيعي، وان متوسط الدرجات هو 60 وانحرافها المعياري 10 درجات، ما هو احتمال أن تكون درجة احد الدرجات الدرجة تقع بين>85 20 الدرجة تقع بين>20 الدرجة تقع بين>20 الدرجة تقع بين>20 الدرجة تقع بين>20 الدرجة تقع بين

- س3: إذا كان احتمال رسوب الطالب في مادة الإحصاء هو 0.40 وأخذت عينة حجمها = n P<=0.30 طالب من أولئك الذين يدرسون مادة الاحصاء، فما هو احتمال P<=0.30
- 4. إذا كانت نسسة الإناث في جامعة اليرموك هي 0.40 ونسبتهم في جامعة مؤته هي 0.60 والحسذت عيسنة من طلبة جامعة اليرموك حجمها 100 وعينة من طلبة جامعة مسؤته حجمها 200 وعينة من طلبة جامعة مسؤته حجمها 200 فما هي صيغة التوزيع التقريبي للفرق بين نسبتي العينتين مع ايجاد احتمال [1<0=>|P[|p2-p1|]
- N(5,0.5) الأحسور اليومسية لعمال احدى الشركات تخضع لتوزيع طبيعي الأجسور اليومسية لعمال شركة احرى مماثلة في النشاط تخضع لتوزيع طبيعي وكانست الأحسور اليومسية لعمال شركة الحرى مماثلة في النشاط تخضع لتوزيع طبيعي N(5,0.25)، واخسذت عيسنة من الشركة الأولى حجمها N(5,0.25) ومن الشركة الثانية حجمها N(5,0.25) وحدمها N(5,0.25)

الفضيال الثاليث

التقدير وفترات الثقة

تقدير معالم المجتمع من معالم العينة

(باستخدام عينة واحدة)

Estimation of Population Parameters

- 1-3 مقدمة 1-3
- 3-2 خواص حودة التقدير

Properties of Goodness of Estimation

- 3-3 أنواع القيم التقديرية لمعالم المجتمع.
 - 4-3 فترات الثقة Confidence Interval
- 3-5 العلاقة بين معلمات المجتمع وإحصائيات العينات.
 - 6-3 تماريسين Exercise

الفَصَيْلُ الثَّالِيْ

التقدير وفترات الثقة

تقدير معالم المجتمع من معالم العينة (باستخدام عينة واحدة) Estimation of Population Parameters

1-3 مقدمة Introduction

الجستمع Population: بحتمع بيانات أو مشاهدات أو علامات يحدد هويته الباحث، ويمثل جميع عناصر الظاهرة في الدراسة.

العينة Sample: محموعة جزئية من المحتمع، أو من عناصر الظاهرة.

المؤشـــر Index: تدل على جميع مقاييس النرعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتباط) سواء محسوبة لعينات أو لمجتمعات.

مؤشـــر عـــينة (إحصائي) Statistic: قيمة رقمية تصف خاصية معينة تعود للعينة مثل الوسط الحسابي لعينة \overline{X} .

مؤشر مجتمع (مسعسلم) Parameter: قيمة رقمية تصف خاصية معينة تعود للمجتمع الإحصائي وتخص المجتمع، مثل الوسط الحسابي لمجتمع به .

إن الهدف الأساسي من استخدام العينات هو إيجاد تقديرات تكون ممثلة لمعالم المجتمع Population Parameters عمدوماً مدثل الوسط الحسابي والنباين والنسبة ومعامل الارتباط، وذلك لإمكانسية استخدام نظرية الاحتمالات التي تقوم على أساسها هذه العينات العشوائية لدراسة الأخطاء المعيارية للتقديرات ولإيجاد فترة الثقة لقيم معالم المجتمع الحقيقية بالاستناد على نتائج العينة، وعن هذه الطريقة نتمكن من تكوين فكرة عن مدى دقة ومقبولية هذه التقديرات.

العينات Samples

العينة Sample: أي مجموعة حزئية من المحتمع الإحصائي يتم جمع البيانات من خلالها بصورة مباشرة.

2-3 خواص جودة التقدير

Properties of Goodness of Estimation

تتلخص معايير دقة التقدير بما يلي:

لعينة \overline{X} للعينة Unbiasness: وهذا يشير إلا أن تقدير الوسط الحسابي \overline{X} للعينة يعسود إلى مستغير عسشوائي مسن حيث الحجم وعملية السحب من المحتمع مستوفياً لشروط العشوائية، أي أن: $E(\overline{X})=\mu$

 $\overline{\mathbf{X}}$: متوسط العينة.

حيث أن: µ: متوسط الجتمع الذي سحبت منه العينة.

فعند تساوي كلا الوسطين يكون التقدير غير متحيز.

-2 التناسق Consistency: وهو قرب قيمة التقدير إلى قيمة المعلمة.

كلما ازداد حجم العينة يقال أن التقدير قد حقق التناسق مع العينة.

3- الكفاءة Efficiency: وتشير إلى التغاير في العينة المستخدمة لأي تقدير، إن التقدير الأقل تباين يكون نسبياً الأكثر كفاءة.

3-3 أنواع القيم التقديرية لمعالم المجتمع.

تنقسم التقديرات إلى نوعين:

1- التقدير بنقطة Point Estimation

يتم التقدير هنا بنقطة واحدة أو قيمة واحدة محددة، حيث نقدر معلمة المحتمع بنقطة تحسب من بيانات العينة، مثلاً قيمة الوسط الحسابي \overline{X} باعتبارها تقديراً لمعلمة الوسط الحسابي للمحتمع μ ، إن تباين العينة μ لتقدير تباين المحتمع μ ، حيث أن معلمة التباين من العينة هو عبارة عن تباين متوسط العينة كما يلى:

$$\sigma^2_{x'} = \sigma^2/n$$
 $S_{x'} = S/\sqrt{n}$ يقدر بالاحصاءة كما يلي:

فإن الوسط الحسابي للعينة x'=3 هي نقطة التقدير لقيمة متوسط المحتمع μ غير المعلوم. وإذا افترضــنا بــأن نسبة عدد القيم الزوجية للعينة μ هي المقدر لنسبة المحتمع μ ، فإن μ هي نقطة التقدير، أي قيمة المقدر لنسبة المحتمع μ

ونفس القول عند استخدام S ليدل على التقدير للانحراف المعياري للمحتمع غير المعلوم σ.

1-2 التقدير بفترة Interval Estimation -2

إنا لا نتوقع الحصول على المعالم المقدرة بدون أخطاء مهما كانت دقة التقدير، مع أن التقدير يسزداد ثقة بزيادة حجم العينة، لذا يجب إعطاء فترة معينة لتوقع وقوع معالم المحتمع داخلها، والمقسصود هسنا الفترة التي تشمل قيمة المعلمة المجهولة باحتمال معلوم، وهي ما يسمى بفترة الثقة، ويمكن تقدير لم بفترة لها مقدار ثقة معلوم.

4-3 فترات الثقة Confidence Interval

العلاقة بين معلمات المجتمع وإحصائيات العينات. تحدد كما يلى:

1- تقدير المتوسط الحسابي μ.

قيمة متوسط الجحتمع (µ) = المتوسط العام لمتوسطات تلك العينات أي أن:

$$\omega / (\omega_1 + \dots + \omega_1 + \omega_2 + \omega_1) = -\omega_1$$

$$\mu = (\overline{X}_1 + \overline{X}_2 + \overline{X}_3 + \dots + \overline{X}_k) / k$$

ك: عدد العينات المأخوذة من حجم معين من المحتمع. k

 $\overline{\mathbf{X}}_1$ مـــ: متوسط المحتمع. μ م π : متوسط المحينة الأولى. \mathbf{X}_1

 \overline{X}_{k} م2: متوسط العينة الثانية. \overline{X}_{2} من \overline{X}_{k} متوسط العينة الأحيرة.

مستسلس التحليل الإحصائي التحليل الإحصائي

* الأسساليب الإحسصائية المستخدمة في استخراج معلمات المجتمع اعتمادا على احصائيات العينة:

1- المتوسط الحسابي Mean

لتقديــر قــيمة متوسط المحتمع (µ) من خلال متوسط عينة مأخوذة منه 'X نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال بحموعة من القيم.

أ- التقدير من حلال قيمة واحدة.

نعتبر قيمة متوسط المحتمع μ مساوية لقيمة متوسط العينة X' أي أن:

 $\mu = \overline{X}$

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

 $\mu = \overline{X} \pm Z * SE$

حيث:

μ: متوسط الجحتمع.

 $\overline{\mathbf{X}}$: متوسط العينة.

SE: الخطأ المعياري.

Z : العلامة المعيارية المناظرة لمستوى الثقة المستخدم في عملية التقدير.

مثال: إذا كان متوسط أوزان عينة من الأفراد = 70كغم، وان الخطأ المعياري للوزن = 5كغم، وان مستوى الثقة المستخدم في عملية التقدير 95%، جد متوسط المحتمع.

 $\mu = \overline{X} \pm Z * SE = 70 \pm 1.96 * 5$

والمعلمسات الخاصة بالمجتمع غير معروفة في كثير من الأحيان، فإن قيمة الخطأ المعياري يستندر أن تكون معروفة بشكل مسبق، في هذه الحالة يستعاض عنه بالانحراف المعياري للعينة، وتصبح المعادلة التي يستخرج منها متوسط المحتمع كالتالي:

$$\mu = \overline{\mathbf{X}} \pm \mathrm{T} * (\sigma/\sqrt{n})$$

حيث

ب متوسط المحتمع. \overline{X} : متوسط العينة. μ

T : العلامة المعيارية المعدلة. وتستخرج من جداول التوزيع التائي الخاصة بها.

n : عدد أفراد العينة.

1-i غتاج لمعرفة T إلى معرفة: مستوى الثقة، حجم العينة، درجات الحرية i

T	درجات الحرية	حجم العينة	مستوى الثقة
2.462	29	30	%95
2.492	24	25	%95
2.539	19	20	%95

مسئال: عينة تتألف من 20 طالب من طلبة الصف الثالث وكان متوسط علاماتهم على المحتسبار في الرياضيات 80 بانحراف معياري مقداره 5 ، على اعتبار أن مستوى الثقة هو 95 %، حد متوسط أداء طلبة الصف الثالث على هذا الاختبار؟

$$\mu = \overline{X} \pm T * (\sigma/\sqrt{n}) = 80 \pm 2.539 * (5/\sqrt{20}) = 80 \pm 2.539 * (5/4.47)$$

= $80 \pm 2.84 = (82.84)$, (77.16)

اذاً فترة الثقة هي [82.84 – 77.16]

وبما أن قيم متوسطات العينات مختلفة فيما بينها حيث أن بعضها = متوسط المحتمع والآخر مختلف عنه، فإن درجة تشتت قيم هذه المتوسطات حول متوسط المحتمع والتي تسمى الخطأ المعياري وقانونه هو:

الخطأ المعياري SE = σ/\sqrt{n}

وكلما زاد عمدد أفراد العينة كلما قل الخطأ المعياري، وكلما اقتربت قيم متوسطات العينات من قيمة متوسطات العينات من قيمة متوسط الجحتمع، كلما قل الخطأ المعياري.

1- فترة الثقة للمتوسط Confidence Interval for µ

أ- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي μ تباينه σ^2 معلوم.

Confidence Interval for Population Means (Variance Known)

 \overline{X} الحتيار عينة عشوائية من محتمع طبيعي، انحرافه المعياري σ معلوم، فإن متوسط العينة σ يتبع التوزيع الطبيعي بخطأ معياري σ/\sqrt{n} ، حيث أن σ هي حجم العينة.

ولمعرفة ((Z (1-a/2)) نحتاج الى معرفة مستوى الثقة:

قيمة Z	مستوى الثقة
1.96	%95
2.58	%99

وعند ثقة 95% فإن المساحة التي يقع ضمنها المتوسط الحقيقي هي:

 $1.96*(\sigma/\sqrt{n}) < \mu < 1.96*(\sigma/\sqrt{n})$

وان المتغير الطبيعي المعياري لتوزيع متوسط العينة Z هو :

$$Z = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (\sigma_{\mathbf{x}'})$$

 $1.96*(\sigma/\sqrt{n})$ عن المتوسط الحقيقي و تزداد بمقدار (σ/\sqrt{n})

وان المتغير الطبيعي المعياري لتوزيع متوسط العينة Z هو :

$$Z = (\overline{\mathbf{X}} \text{-} \mu) / (\sigma_{x'}) \implies Z = (\overline{\mathbf{X}} \text{-} \mu) / (\sigma / \sqrt{n})$$

حيث أن:

ل : متوسط المحتمع الذي سحبت منه العينة.

 $\overline{f X}$: متوسط العينة.

 σ/\sqrt{n} الانحراف المعياري للمتوسط ، أي $\sigma_{x'}$

إذا كانت درجة الثقة 100% فإن فترة الثقة تحسب من المعادلة التالية:

 $\overline{X} - (\sigma/\sqrt{n})(|\mathbf{Z}|_{(1-\alpha/2)}) \le \mu \le \overline{X} - (\sigma/\sqrt{n})(|\mathbf{Z}|_{(1-\alpha/2)})$

مسئال: بحستمع موزع توزيعاً طبيعياً انحرافه المعياري 11=0 سحبت منه عينة عشوائية n=26 وكان متوسط العينة x=48 احسب تقدير متوسط المحتمع 4 بثقة 95% الحلى:

نستحرج قيمة الانحراف المعياري للمتوسط

 $\sigma_{x'} = \sigma/\sqrt{n} = 11/\sqrt{26} = 2.157$

 $Z_{(1-\alpha/2)}$ نستخرج القيمة الجدولية

$$\begin{split} Z_{(1-\alpha/2)} &= Z_{(1-0.05/2)} = Z_{(1-0.025)} = Z_{(0.975)} = 1.96 \\ \overline{\mathbf{X}} \cdot (Z_{(1-\alpha/2)})(\sigma/\sqrt{n}) &\leq \mu \leq \overline{\mathbf{X}} \cdot (Z_{(1-\alpha/2)})(\sigma/\sqrt{n}) : \\ &+ 48 - (1.96) \; (2.157) \leq \mu \leq 48 + (1.96) \; (2.157) \\ &+ 43.77 \leq \mu \leq 52.23 \end{split}$$

[43.77 - 52.23] إن تقدير متوسط المحتمع μ بثقة 95% هي في الفترة

ب – فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي μ تباينه σ² غير معلوم وحجم العينة كبير. Confidence Interval for Population Means(Variance unknown, Large Sample)

\overline{X} - $(S/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)}) \le \mu \le \overline{X}$ - $(S/\sqrt{n})(Z_{(1-\alpha/2)})$

معدل معدل الحامعة وكان معدل العمر 20 عالب والمتمثلة بأعمار طلاب الحامعة وكان معدل العمر 20 عاماً والانحراف المعياري للعمر 10، قدر العمر الفعلي بالمجتمع الطلاب بحدود ثقة %95.

 \overline{X} - $(Z_{(1-lpha/2)})(S/\sqrt{n}) \le \mu \le \overline{X}$ - $(Z_{(1-lpha/2)})(S/\sqrt{n})$ باستخدام القانون: $Z_{(1-lpha/2)}$

 $Z_{(1-\alpha/2)} = Z_{(1-0.95/2)} = Z_{(1-0.025)} = Z_{(0.975)} = 1.96$

 $20 - 1.96 * (10/\sqrt{64}) \le \mu \le 20 + 1.96 * (10/\sqrt{64})$

 $20 - 1.96 * 1.25 \le \mu \le 20 + 1.96 * 1.25$

 $20 - 2.45 \le \mu \le 20 + 2.45 \implies 17.55 \le \mu \le 22.45$

إن تقدير متوسط المجتمع μ بثقة 95% هي في الفترة [22.45 - 17.55]

التحليل الإحصائي

ج- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي μ تباينه σ^2 غير معلوم وحجم العينة صغير. Confidence Interval for Population Means(Variance unknown, Small Sample)

$$S_{x'} = S/\sqrt{n}$$

الخطأ المعياري التقديري لمتوسط العينة

$$t = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (S_{x'}) = (\overline{\mathbf{X}} - \mu) / (S/\sqrt{n})$$

 $\overline{X} - t_{(1-\alpha/2),v} * (S/\sqrt{n}) \le \mu \le \overline{X} + t_{(1-\alpha/2),v} * (S/\sqrt{n})$

د- فترة الثقة لمتوسط مجتمع طبيعي μ تباينه σ^2 غير معلوم وتوزيعه غير معلوم.

$$S_{x'} = S/\sqrt{n}$$

الخطأ المعياري التقديري لمتوسط العينة

$$Z = (X' - \mu) / (\sigma_{x'})$$

 $\overline{X} - Z_{(1-\alpha/2)} * (S/\sqrt{n}) \le \mu \le \overline{X} + Z_{(1-\alpha/2)} * (S/\sqrt{n})$

في حالة العينات التي تؤخذ من بمحتمع والتي لها جميعها نفس عدد الأفراد فإن العلاقة بين معلمات المحتمع وإحصائيات العينات يمكن أن تحدد كما يلي:

-2قيمة تباين المجتمع (σ^2) = المتوسط العام لتباينات تلك العينات أي أن:

$$\sigma^2 = (\sigma^2_1 + \sigma^2_2 + \sigma^2_3 + \dots + \sigma^2_k) / k$$

ويكون صحيحا فقط إذا حسب تباين الجحتمع من القانون:

$$\sigma^2 = \sum (X - \mu)^2 / N$$

N: عدد أفراد المحتمع.

وحسب تباين العينة من القانون:

$$\sigma^2 = \sum (X - X')^2 / n-1$$

n: عدد أفراد العينة.

التباين Variance:

لتقدير قيمة تباين المحتمع σ^2 من خلال تباين عينة مأخوذة منه S^2 نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

نعتبر قيمة تباين المحتمع σ^2 مساوية لقيمة تباين العينة S^2 أي أن:

$$S^{2^2} = \sigma$$

v التقدير من خلال مجموعة من القيم. وتعتمد على: مستوى الثقة = 1 v مستوى الدلالة = 1 v مستوى الثقة المطلوب، قيمة الإحصائي v (v) وتقدر قيمة تباين المجتمع من خلال العلاقة التالية:

$$\frac{S^2}{\chi^2(\frac{1-\alpha}{2})/V} \leq \sigma^2 \leq \frac{S^2}{\chi^2(\frac{\alpha}{2})/V}$$

مثال: أخذت عينة عدد أفرادها 25 من بين الإناث في المرحلة الجامعية ووجد أن تباين أطـــوالهن هو 25 ، فمل هو تباين الجحتمع في مثل هذه الحالة إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 99%

الحل:

$$S^{2} = 25$$

$$V = 25 - 1 = 24$$

$$\alpha = 1 - 0.99 = 0.01$$

$$\chi^{2}(\frac{\alpha}{2}) / V = 0.412$$

$$\chi^{2}(\frac{1-\alpha}{2}) / V = 1.9$$

$$\frac{25}{1.9} \le \sigma^{2} \le \frac{25}{0.412}$$

$$13.16 \le \sigma^{2} \le 60.7$$

Interval Estimation of Proportion في مجتمع للنسب في مجتمع للنسبة في المجتمع النصاح. في حالة المجتمع: يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في المجتمع ب P وهي نسبة النحاح. ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في المجتمع ب Q وهي نسبة الفشل، وهي (1-P).

التحليل الإحصائي

أما في حالة العينة: يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في العينة ب 'p وهي نسبة النجاح.

ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في العينة ب P وهي نسبة الفشل.

لتقديسر قسيمة نسبة المحتمع P من خلال نسبة عينة مأخوذة p منه نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال محموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

المأخوذة من المحتمع p أي أن:

 $\mathbf{p} = \mathbf{P}$

ب-- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

تقدير قيمة النسبة في المحتمع ضمن محموعة من القيم.

$$\mathbf{P} = (\mathbf{k/n}) \pm \mathbf{Z} * \Gamma (\mathbf{k/n}) * [(1-(\mathbf{k/n})]]$$

$$\sqrt{\mathbf{n}}$$

$\hat{P} - (\sqrt{pq/n})(Z_{(1-\alpha/2)}) < P < \hat{P} + (\sqrt{pq/n})(Z_{(1-\alpha/2)})$

P: النسبة في المحتمع. k/n: النسبة في العينة.

Z: تعتمد على قيمة مستوى الثقة المطلوب.

حــرية الاخــتلاط في الحرم الجامعي، فأجاب 70 منهم بالإيجاب، فما هي النسبة العامة لتأييد الذكور لحرية الاختلاط في الحرم الجامعي، إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 99%.

الحل:

2.576 :Z

 $70 : \mathbf{k}$

100 : n

0.70 = 100/70 = k/n

P =
$$(k/n) \pm Z^*$$
 $\lceil (k/n)^* [(1-(k/n))] = 0.70 \pm 2.576^*$ $\lceil (0.70)^* [0.3] \rceil$
 \sqrt{n} $\sqrt{100}$
= $0.70 \pm 2.576^* 0.046 = 0.70 \pm 0.12 = 0.82$, 0.58

4- معامل الارتباط Correlation Coefficient

ما المقصود بعبارة "إن معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة إحصائية"؟

يستخدم توزيع المعاينة لمعامل الارتباط بيرسون r في اختبار الفرضية الصفرية Φ = 0 المستخدم توزيع المعاينة لمعامل الارتباط بيرسون r في اختبار الفرضية المحتمع P من خلال نسبة عينة مأخوذة p منه نلجأ إلى الأساليب التالية:

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

أ- التقدير من خلال قيمة واحدة.

 $\mathbf{r}_1 \mathbf{r} =$

ب- التقدير من خلال مجموعة من القيم.

تقدير قيمة معامل الارتباط في المحتمع ضمن محموعة من القيم.

 $Z(r) = Z(r_1) \pm Z * (1/\sqrt{n-3})$

حيث:

r : معامل ارتباط المحتمع .

 r_1 : معامل ارتباط العينة.

n: عدد أفراد العينة.

Z: القيمة المعيارية المناظرة لمستوى الثقة المطلوب والمستخرجة من الجدول.

(r): القيمة الانحرافية لمعامل الارتباط (r) والمستخرجة من الجدول.

مسئال: إذا كان معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل عند طلبة الجامعة هو 0.62 في حالسة عينة أفرادها 67 طالباً وطالبة، فإن قيمة معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل في هذه الحالة الدراسية بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 0.95

الحل:

r: معامل ارتباط الجحتمع .

0.62:r

67 : n

1.96 :Z

من الجدول $0.73 = Z(0.62) = :Z(r_1)$

 $Z(r) = Z(r_1) \pm Z * (1/\sqrt{n-3}) = 0.73\pm1.96*(1/\sqrt{67-3}) = 0.73\pm1.96*0.125$ = 0.73±0.245 = 0.98 , 0.48

من الجدول نجد أن r التي تناظر (r) = 0.7531 هي 0.7531 أو 0.75 وبذلك تكون من الجدول نجد أن r التي تناظر (r) = 0.4462 هي 0.4462 أو 0.45 وبذلك تكون قيم الارتباط المطلوب هي: c=0.75 كحد أعلى ، r=0.45 كحد أدنى.

			ø	g.				
وية مختلفة.	مستويات معن	N(0.1 عند	طبيعيا (توزيعا	الموزعة	الجدولية	\mathbf{Z}_{\bullet}	جدول(40): ة

P	0.00	0.01	0.02	0.03	0.04	0.05	0.06	0.07	0.08	0.09
0.50	0.000	0.025	0.050	0.075	0.100	0.126	0.151	0.176	0.202	0.228
0.60	0.253	0.279	0.305	0.332	0.358	0.385	0.412	0.44	0.468	0.496
0.70	0.524	0.553	0.583	0.613	0.643	0.674	0.706	0.739	0.772	0.806
0.80	0.842	0.878	0.915	0.954	0.994	1.036	1.080	1.126	1.175	1.227
0.90	1.282	1.341	1.405	1.476	1.555	·				
				_		•				
P	0.000	0.001	0.002	0.003	0.004	0.005	0.006	0.007	0.008	0.009
0.95	1.645	1.655	1.665	1.675	1.685	1.695	1.706	1.717	1.728	1.739
0.96	1.751	1.762	1.774	1.787	1.799	1.812	1.825	1,838	1.852	1.866
0.97	1.881	1.896	1.911	1.927	1.943	1.960	1.977	1.995	2.014	2.034
0.98	2.054	2.075	2.097	2.120	2.144	2.170	2.197	2,226	2.257	2.290
0.99	2.326	2.366	2.409	2,457	2.512	2.576	2.652	2.748	2.878	3.090

.Exercise تماريــن 5-3

س(1): ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

-1اي من التالية ليست من معايير دقة التقدير:

د- الكفاءة. ج– الموضوعية.

أ- عدم التحيز. ب- التناسق.

2- إن التناسق كمعيار من معايير دقة التقدير يعني:

أ- التغاير في العينة المستحدمة لأي تقدير. ب- قرب قيمة التقدير إلى قيمة المعلمة.

 $E(\overline{\mathbf{x}}) = \mu - \mathbf{z}$

د- تساوي كلا الوسطين للمحتمع والعينة.

3- بحـــتمع مــوزع توزيعاً طبيعياً انحرافه المعياري ٥=11 سحبت منه عينة عشوائية حجمها m=26 وكان متوسط العينة m=40 احسب تقدير متوسط المحتمع μ بثقة m=26

[35.77 - 37.23] - -

[35.77, 44.23] -1

د- [26 - 37] -ء

 $[29 - 51] -_{r}$

4- عينة تتألف من 25طالب من طلبة الصف السادس وكان متوسط علاماتهم على اختبار في العلموم 80 بانحسراف معياري مقداره 5 ، على اعتبار أن مستوى الثقة هو 95%، حد متوسط أداء طلبة الصف السادس على هذا الاختبار؟

T	درجات الحرية	حجم العينة	مستوى الثقة
2.462	29	30	%95
2.492	24	25	%95
2.539	19	20	%95

[74 -86] -1

[74.508 - 80.492] -

5- أخـــذت عينة تتكون من 100 طالب جامعي من الذكور وسئلوا عن رأيهم في التدخين، فأحاب 60 منهم بالإيجاب، فما هي النسبة العامة لتأييد الذكور للتدخين، إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 99%.

$$[0.474-0.726]-$$

[0.400-0.700]-f

$$[0.440 - 0.720] - 3$$

[0.450-0.702]

6- ما المقصود بعبارة "إن معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة إحصائية"؟

 H_0 : $\rho=0$ استدلال إحصائي ينتج عن رفض الفرضية الصفرية

ب- تعني أن معامل الارتباط في المحتمع بين المتغيرين لا يختلف عن صفر.

د- جميع ما ذكر صحيح.

7- إذا كــان معامل الارتباط بين الطول والوزن عند طلبة المدرسة الثانوية هو 0.62 في حالة عيــنة أفرادها 67 طالباً وطالبة، فما قيمة معامل الارتباط بين الطول والوزن في هذه الحالة الدراسية بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 0.95

$$[0.43 - 0.73] - [0.45 - 0.75] -$$
 $[0.54 - 0.57] -$ $[0.47 - 0.77] -$

- س2: أخـــذت عيــنة عددها 50 عضو هيئة تدريس في الجامعات الأردنية وأعطوا فحصاً في مهـــارات الحاســوب فكان متوسطهم 70 بانحراف معياري مقداره 2، أوجد المتوسط والتـــباين لمستوى المعرفة بمهارات الحاسوب عند أعضاء هيئة التدريس إذا كان مستوى النقة المطلوب هو 95%.
- س3: إذا كــان متوســط تحــصيل عينة من طلبة الثانوية العامة عددها 100 طالب هو 75 بانحــراف معياري مقداره 5 ، أوجد من ذلك متوسط علامات الثانوية العامة وتباينه في حالة الثانوية العامة إذا كان مستوى الثقة المطلوب هو 95%.
- س4: في امستحان كفاءة ضم 500 طالباً، إذا كان عدد الناجحين فيها 300 طالباً، حد من ذلك النسسبة العامة للنحاح في مثل هذا النوع من الامتحانات إذا كان مستوى الثقة المطلوب 95%.
- س5: إذا كسان معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي والذكاء في عينة قوامها 50 فرداً هو 0.8 فهذا المتعارفي والذكاء في عينة قوامها 50 فرداً هو 0.8 فهذه من ذلك قيمة الارتباط بين هذين المتغيرين بوجه عام إذا كان مستوى الثقة المطلوب 95%.

الفضيك الأنع

اختبار الفرضيات Hypothesis Testing

Hypothesis	Testing	ِصـيــات	الفر	اختيار	1-4

1-4 احتبار العبرصيبات 2-4 اختبار الفرضيات الإحصائية

Testing Statistical Hypothesis

3-4 مفاهيم أساسية في فحص الفرضيات Basic Concepts in Hypothesis Testing

- * الخطأ من النوع الأول Type One Error
- * الخطأ من النوع الثاني Type Two Error.
 - * مستوى الدلالة Level of Significance
 - * قـوة الاختبار Power of the Test.
- 4-4 خطوات اختبار الفرضيات Hypothesis Testing Steps
 - 4-5 اسـتخدام برمجـيـة SPSS في حل المسائل.
 - 6-4 تماریسن Exercise

إلفَصْرِكُ الْأَكْ الْوَالِيْعَ

اهتبار الفرضيات Hypothesis Testing

1-4 اختبار الفرضيات Hypothesis Testing

احد أساليب عمل الاستنتاجات الإحصائية والاستدلال الإحصائي والهدف منه الوصول إلى قرار بشأن معلمة المجتمع Parameter من خلال تقديرها من العينة Statistic المأخوذة من ذلك المجتمع.

الفرضية العلمية والفرضية الإحصائية Scientific and Statistical Hypothesis الفرضية العلميــة Scientific Hypothesis

حل مقترح لمشكلة يصاغ بشكل استنتاجي كتخمين ذكي يستند على معلومات علمية سابقة. وتتقرر صحة الفرضية العلمية أو خطؤها في ضوء الخبرة والتجربة.

الفرضية الإحصائية Statistical Hypothesis

ادعساء أو تصريح حول معلم غير معلوم تخضع للاختبار الإحصائي الذي يحدد قبولها أو رفضها.

الفرضية الإحصائية التي تخضع للاختبار الإحصائي تسمى بالفرضية الصفرية (H₀).

الفرضية الصفرية (H_0) Null Hypothesis: وتصاغ عادة بالنفي.

:H₀: هي الهدف المطلوب اختباره وقبولها يعني أن العينة متوافقة مع الفرضية.

واختبار الفرضيات هو اجراء احصائي يستخدمه الباحث لأختبار الفرضية الصفرية لينبين فيما اذا كانت صائبه ام خاطئه.

أمثلة:

$$H_0$$
: $\mu = 70$
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70
 70

 H_0 : P=0.03 0.03 0.03 0.05

Alternate Hypothesis (H1) الفرضية البديلة

تقبل إذا رفضت الفرضية الصفرية وترفض إذا فشلنا في رفض الفرضية الصفرية.

Non directional Alternate Hypothesis الفرضية البديلة غير المتجهة



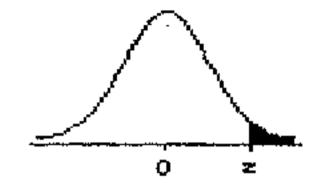
تكسون محايدة وتنص على انه إذا لم تكن للمعلم القيمة المفروضة بالفرضية الصفرية فإن قيمسته تختلف عنها بغض النظر عن كون هذه القيمة المقبولة أعلى أو أدنى من القيمة المفروضة بالفرضية الصفرية.

وبعـــبارة أخرى فإن الفرضية البديلة هي فرضية تقر بوجود الفروق دون أن تحدد إتحاه تلك الفروق.

--- الفصل الرابع: اختبار الفرضيات

الفرضية البديلة المتجهة Directional Alternate Hypothesis





تمتم بكون المعلم اكبر أو اصغر من القيمة التي تفترضها الفرضية الصفرية

 $H_1: \mu > 70$

تعنى أن وسط المحتمع اكبر من 70

 H_1 : $\mu < 70$

تعنى أن وسط المحتمع اقل من 70

 $H_1: \mu 1 > \mu 2$

وسط المحتمع الأول اكبر من وسط المحتمع الثاني

وعموماً فإن الاختبارات الاحصائية تستخدم البرهان غير المباشر للاستدلال واتخاذ القرار المتعلق بالفرضية البديلة من خلال فحص القرضية الصفرية التي تسمى ايضاً بالفرضية الاحصائية، أي أن الفرضية البديلة لا تخضع للاختبار الإحصائي والفرضية الصفرية هي التي تخضع للاختبار الإحصائي.

وحيث أن الفرضية تشير دائماً إلى عدم وجود فروق، فإن الفرضية البديلة هي التي تحدد كون الاختبار الإحصائي بذيل واحد أو بذيلين.

فإذا كانت الفرضية البديلة غير متجهة يكون الاختبار الإحصائي بذيلين.

وإذا كانت الفرضية البديلة متجهة يكون الاختبار الإحصائي بذيل واحد.

 $H_0: \mu = 6$

 H_1 : $\mu \neq 6$

2-4 اختبار الفرضيات الإحصائية

Testing Statistical Hypothesis

إن اتخــاذ قــرار حول ما إذا كانت الفرضية الصفرية مقبولة أم مرفوضة يتم عن طريق إحتبار إحصائي.

الإختسبار الإحصائي Statistical Test: هو متغير عشوائي ذو توزيع احتمالي يصف العلاقة بين القيم النظرية للمعلم والقيم المحسوبة من العينة. ويتم إتخاذ القرار المتعلق بقبول أو رفسض الفرضية الصفرية، وبعد مقارنة قيمة الإختبار الإحصائي المحسوبة من العينة مع قيمته الحرجة المستخرجة من جداول خاصة لنتمكن من إتخاذ القرار.

وعلى أي حال فإن قبول الفرضية الصفرية لا يعني بالضرورة أنها صحيحة إذ انه يكون ناتجاً عن عدم وجود أدلة كافية من بيانات العينة لرفضها. ولهذا فإن التعبير الأصح في هذه الحالة هو القول ب " الفشل في رفض الفرضية الصفرية" وليس "قبول الفرضية الصفرية".

كما أن رفضها لا يعني ألها خاطئة بل يعني أن الإحصائي كان بعيداً عن المعلم المناظر له في المحتمع.

3-4 مفاهيم أساسية في فحص الفرضيات Basic Concepts in Hypothesis Testing

لنتذكر أننا في فحص الفرضيات نقوم بتوظيف إختبار إحصائي لفحص فرضية صفرية (هـــي في حقيقة الأمر إما أن تكون صحيحة وإما أن تكون خاطئه) من اجل أن نصل الى قرار برفــضها أو الفشل في رفضها (قبولها تجاوزاً). وعليه فإننا في هذا السياق نكون في واحدة من الحالات الأربعة التالية:

ة الصفرية			
خاطئه	صحيحة		
قرار صائب	خطأ من النوع الأول	رفض	القرار
خطأ من النوع الثاني	قرار صائب	قبول	

الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني Type One and Type Two Errors من الخطأ من الخطأ عند اتخاذ القرار حول الفرضية الصفرية:

- * الخطا مسن النوع الأول Type One Error: إتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر صحيحة. وهذا قرار خاطيء نكون قد وقعنا فيه.
- * الخطأ من النوع الثاني:Type Two Error: إتخاذ قرار بقبول الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر خاطئة. وهذا قرار خاطىء نكون قد وقعنا فيه.
- * إتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر خاطئة. وهذا قرار صائب لا غبار عليه.
- * إتخاذ قرار بقبول الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر صحيحة. وهذا قرار صائب لا غبار عليه.

مستوى الدلالة وقوة الاختبار Significant Level and Power of the Test

مستوى الدلالة (Significant Level (α) الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من السنوع الأول، وهمي تمثل مساحة الرفض تحت منحنى توزيع اختبار الاحصاءة، وهي احتمال رفض الفرضية الصفرية عندما تكون صحيحة، وتستحدم القيم 0.10, 0.05, 0.00.

تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول (α) وهي مستوى الدلالية الإحصائية وقيمة مستوى الدلالية من محينة الإحصائية وقيمة مستوى الدلالية من محينة الدلالية.

فمثلاً 0.05 = α تعني إذا تكررت التجربة لعدد كبير جداً فمن المحتمل أن نرفض فرضية صفرية وهمي في الواقمع صحيحة 5 مرات في كل 100 مرة، وان الاستنتاج يكون سليماً وصائباً بثقة 95%، تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الثاني (β).

هناك علاقة بين β، α فزيادة احدهما يرافقها نقصان الآخر ولكن ليس بنفس المقدار.

 $\alpha-1$ = الثقة

* قوة الاختبار (Power of the Test (1 - β)

قدرة الاختبار على رفض الفرضية الصفرية عندما تكون في حقيقة الأمر خاطئه. Power of the test = $1 - \beta$

يمكين أن نعيين حيداً حرجاً للرفض أو القبول للفرضية الصفرية مع الأخذ بالحسبان الفرضية البديلة.

كلما كبرت β يضعف الاختبار، وان تصغير β يحتاج لتكبير α.

اتخاذ قررارات لاحقه على أساس الدلالة الإحصائية قضية جدلية عند الإحصائيين، فالبعض يرى أن اختبارات الدلالة الإحصائية أفسدت الأبحاث العلمية ، لذلك لا بد من التوجه إلى الدلالة العلمية.

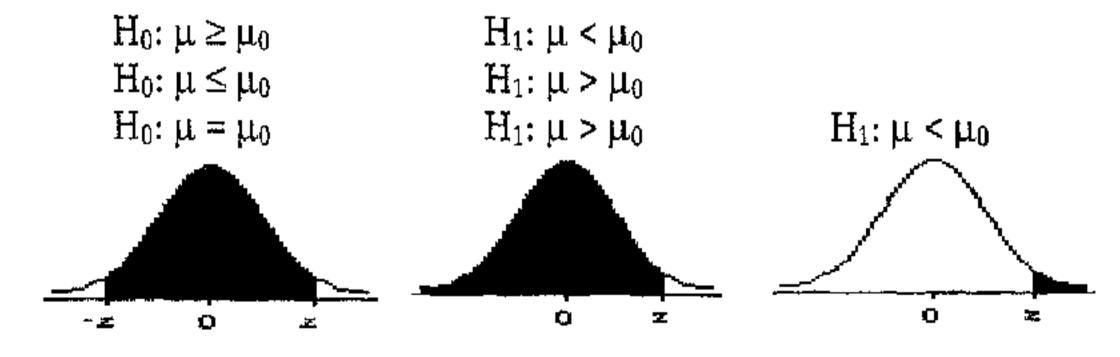
$$\beta = \sqrt{n} (\mu - \mu_0) / \sigma$$

* العوامل المؤثرة في قوة الاختبار

- 1. حجم العينة Sample Size
- 2. مستوى الدلالة Level of Significance
- 3. علاقة القيمة الحقيقية للمعلم بقيمته في الفرضية الصفرية.
- 4. كون الاختبار بذيل أو ذيلين One Tail or Two Tail Test

* اختبار بذیل واختبار بذیلین Tails of Test اختبار بذیل واختبار بذیلین

الانحراف عن الفرضية الصفرية باتجاه واحد أو باتجاهين.



القرار بشأن الاختبار Decision Making

إذا كانـــت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي أنما أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرضية الصفرية H0

إذا كانست القسيمة المحسوبة تقع في منطقة القبول أي أنها أقل من القيمة الجدولية نقبل الفرضية الصفرية H0

4-4 خطوات اختبار الفرضيات Hypothesis Testing Steps

- أ. تحديد نوع توزيع المحتمع.
- 2. صياغة الفرضيتين الصفرية والبديلة.
- 3. تحديد مستوى الدلالة (۵) المناسب.
- 4. تحديد الاختبار الإحصائي المناسب لاختبار الفرضية الصفرية.
- 5. إذا كانت P اقل من α نرفض الفرضية الصفرية وبعكس ذلك نقبل هذه الفرضية.
 - $H_1: \mu = C$ إذا كانت الفرضية البديلة غير متحهة *

مــستوى الدلالــة يقسم إلى نصفين بالتساوي على كل من ذيلي توزيع المعاينة وتكون منطقة قبول الفرضية في الوسط ومنطقة رفضها على الذيلين.

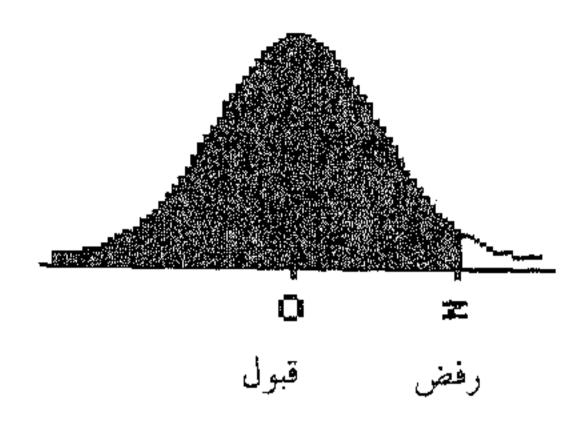


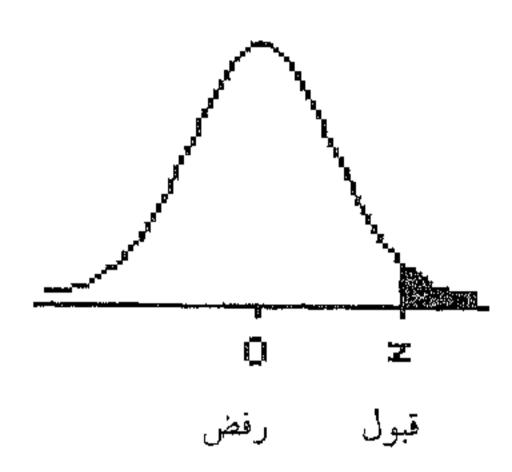
* إذا كانت الفرضية البديلة متجهة

إن منطقة الرفض ستكون إما في الذيل الأيمن أو الأيسر.

 $H_1: \mu > C$ إن منطقة الرفض ستكون في الذيل الأيمن.

 $H_1: \mu < C$ إن منطقة الرفض ستكون في الذيل الأيسر.



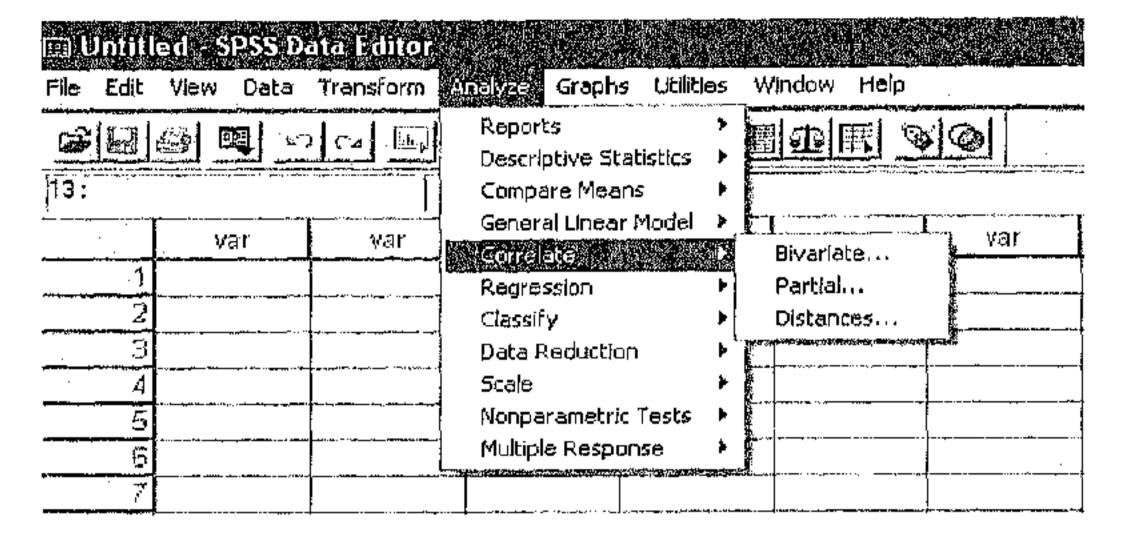


4-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

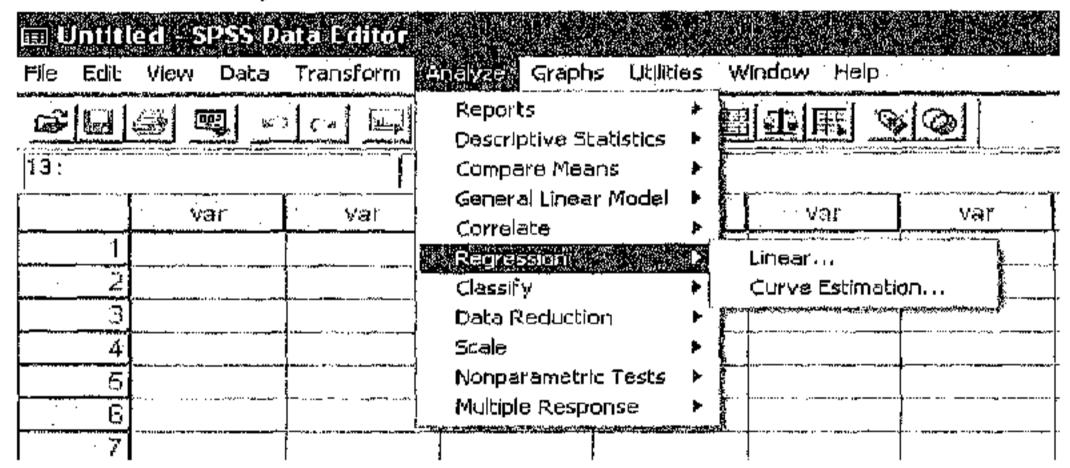
تستخدم برجحية SPSS لاختبار الفرضيات حول الاوساط كالتالي:

Tex.
•
- Approximately to the constraint of the constr
um semi menu estre ett.

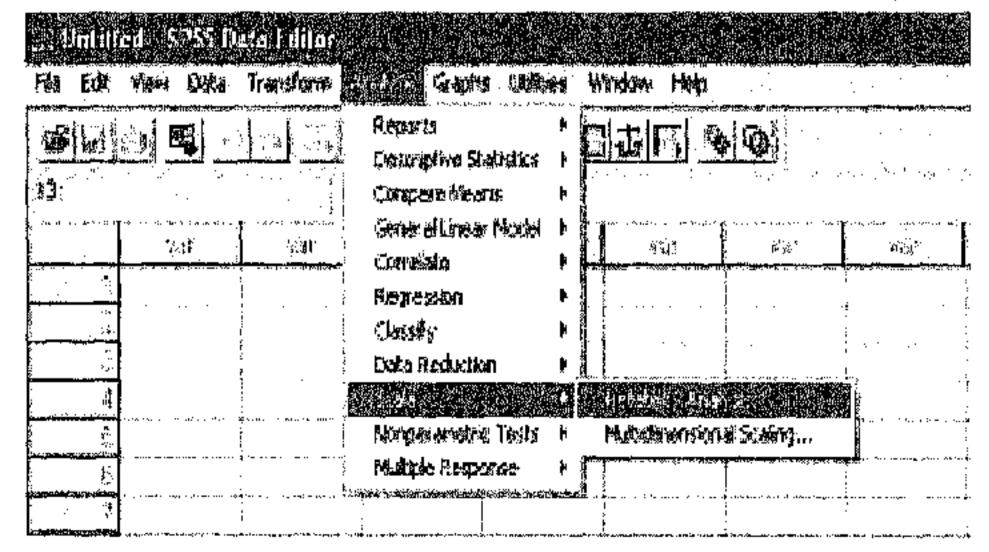
تستخدم برمحية SPSS لاختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط كالتالي:



تستخدم برجحية SPSS لاختبار الفرضيات حول الانحدار كالتالي:



تستخدم برمجية SPSS لايجاد معامل الثبات كالتالي:



كما يمكن اختبار الفرضيات لأشياء كثيرة سنتعرف عليها في الفصول القادمة بشيء من التفصيل.

6-4 تماریسن Exercise

تمرين (1): ضع رمز الإحابة (نعم أو لا) في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
						_				الإجابة

- 1- يحقق اختبار الفرضيات والتقدير الإحصائي بفترة الغرض نفسه.
 - 2- يستند اختبار الفرضيات على توزيعات المعاينة دائما.
- 3- تتمستع النستائج المنبثقة من اختبار الفرضيات الإحصائية بإمكانية تعميمها وأهميتها حيثما تم الوصول إليها.
 - 4- تتمتع نتائج اختبار الفرضية العلمية بالعمومية والأهمية العلمية.
 - 5- يتقرر كون الاختبار متحه أو غير متحه من الفرضية الصفرية.
 - 6- تقل قوة الاختبار بازدياد حجم العينة.
 - 7- الاختبار بذيلين أقل قوة من الاختبار بذيل واحد.
 - 8- تصاغ الفرضيات الإحصائية حول المعالم فقط.
 - 9- مستوى الدلالة هو الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول.
- 10- إذا كانـــت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي ألها أقل من القيمة الجدولية نقبل الفرضية الصفرية H_0

تمرين (2): ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
					-			•		الإجابة

1- يتقرر كون الاختبار متجه أو غير متجه من:

أ- الفرضية الصفرية. ب- الفرضية البديلة. ج- مستوى الدلالة 🛚 د- قوة الاختبار

2- يتم ارتكاب الخطأ من النوع الأول عند:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية خاطئة.

3- يتم ارتكاب الخطأ من النوع الثاني عند:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية خاطئة.

4- قوة الاختبار هي قدرة الاختبار علي:

أ- قبول فرضية صفرية خاطئة.

ج- رفض فرضية صفرية خاطئة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة.
 د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة. د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

ب- رفض فرضية صفرية صحيحة.
 د- قبول فرضية صفرية صحيحة.

5- تسمى القيمة العظمى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول ب:

أ- مستوى القبول. ب- مستوى الرفض.

ج- مستوى الفصل. د- مستوى الدلالة.

6- أي من التالية ليست من العوامل المؤثرة في قوة الاختبار:

ب- كون الاختبار بذيل أو بذيلين.

أ- حجم العينة.

د- مستوى الدلالة.

ج- الإحصائي المستخدم.

7 - عندما يكون الاحتبار بذيلين فإن قوة الاحتبار تزداد:

أ- كلما اقتربت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

ب- كلما ابتعدت القيمة الحقيقية للمعلم عن القيمة المفروضة.

ب- كلما اقتربت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

ج- كلما تساوت القيمة الحقيقية للمعلم مع القيمة المفروضة.

د- لا شيء مما ذكر.

8 – الذي يحدد كون الاختبار الإحصائي بذيل أم بذيلين هو:

أ- مستوى الثقة. ب- مستوى الدلالة. ج- الفرضية الصفرية. د- الفرضية البديلة.

9- مستوى الدلالة هو:

أ- الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول. ب- الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني. ج- الحد الأدنى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول. د- الحد الأدنى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول. د- الحد الأدنى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول.

10- إذا كانت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي أنما أقل من القيمة الجدولية:

ب- نقبـل الفرضية البديـلة H₁

 H_1 د- نرفض الفرضية البديلة -

 H_0 أ- نقب ل الفرضية الصفرية

 H_0 نرفض الفرضية الصفرية -

الفضيل الخامسون

اختبار الفرضيات التي تتعلق

ämimmellingilli

Testing Hypothesis Regarding Mean

- 5-1 اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (مجتمع واحد)
- * اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد(حجم العينة كبير،تباين المجتمع معلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean (Big sample& Known)
- * اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد(حجم العينة كبير،تباين المجتمع غيرمعلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean (σ unknown, Big Sample)
- * اختبار الفرضية المتعلقة بمتوسط حسابي واحد(العينة صغيرة، تباين المجتمع غير معلوم)
- Testing Hypothesis Regarding Mean (o unknown, Small Sample)
- 2-5 اختبار الفرضيات حول الـفـرق بين وسطين حسابيين
- * اختــبار الفرضــيات حــول الـفــرق بــين وســطين للبــيانات المستقلة
- * اختبار الفرضيات حبول الفيرق بين وسيطين للبيانات غيير المستقلة
 - 3-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
 - 4-5 تماریسن Exercise

الفقيل المخامسين

اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات المسابية Testing Hypothesis Regarding Mean

1-5 اختبار الفرضيات المتعلقة بوســط حـسـابي واحـد (مجتمع واحد)

المحتسبار متوسط العينة 'X لمعرفة فيما إذا كان هناك فرق جوهري بين متوسط العينة ومتوسط العينة مسحوبة من المحتمع وممثلة له، ويمكن أن يستخدم الاختبار الإحصائي Z أو T.

ويـــستخدم الاختــبار الإحصائي T لفحص فرضية تتعلق بالوسط الحسابي وهو اختبار One Sample T-Test ، ويجب أن يتحقق شرطان قبل إجراء الاختبار وهما:

- يجب أن يكون المتغير موزعاً توزيعاً طبيعياً، ويستعاض عن هذا الشرط بزيادة حجم العينة، وتعتبر العينة كبيرة إذا كان حجمها 30 فأكثر.
 - 2. أن تكون العينة عشوائية وقيم أفرادها لا تعتمد على بعضها البعض.

يــستخدم هذا الاختبار لفحص ما إذا كان متوسط متغير ما لعينة واحدة يساوي قيمة ثابتة، وتكتب الفرضية المتعلقة هذا الاختبار كالتالى:

 H_0 : $\mu = a$

حيث a قيمة ثابتة.

ويمكن تحديد قيمة الثابت a كما يلي:

1- العلامة الوسطى على تدريج ما.

- مقياس يتكون من 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

المتوسط = 5، لأنما تتوسط مدى الإجابة، يعنى 11/55 = 5، وهي قيمة الثابت a

- مقياس ليكرت الخماسي يتكون من 1 2 3 4 5

المتوسط = 3، لأنما تتوسط مدى الإجابة، يعني 5/15 = 3، وهي قيمة الثابت a

الإجابات التي تقل عن قيمة الثابت a تعني فعالية مندنية (سالبة)، الإجابات التي تزيد عن قيمة الثابت a تعني فعالية عالية (موجبة).

2- من خلال المعلومات السابقة.

مقياس القلق المقنن وله متوسط ≈ 50 درجه. مقياس الذكاء وله وسط حسابي = 100 الاختبارات المقننة.

3- عدد الإجابات الصحيحة بطريقة الصدفة في امتحان ما.

اختبار مكون من 40 فقرة لكل منها 4 بدائل احتمال إجابة أي سؤال بطريقة عشوائية = 0.25

عدد الإجابات المتوقع أن تكون صحيحة على جميع الاختبار=40*0.25 = 10 درجة إذا قـــل متوســـط الإجابات عن 10 يكون الاختبار صعب، وإذا زاد عنها فإننا نرفض فرضية الباحث وهي أن الاختبار ملائم.

1- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد(حجم العينة كبير، تباين المجتمع معلوم)
Testing Hypothesis Regarding Mean (Big sample&o Known)
مما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30، وتباين المجتمع معلوم، لذلك نستعمل اختبار (Z).

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\sigma_{\mathbf{x}} / \sqrt{\mathbf{n}}}$$

مسئال5-1) يعتقد مدير مدرسة الهمة الثانوية أن متوسط أداء طلابه في امتحان الثانوية العامــة لا يختلف عن المتوسط العام لطلاب المملكة. فإذا علم أن عدد طلاب مدرسته يساوي n=81 وأن متوسط معدلات معدلات كان T=81 وأن متوسط المعدلات لطلاب المملكة كان T=81 وأن متوسط معياري يساوي T=81 وأن معياري عباوي T=81 وأن معياري عباوي T=81 وأن متوسط المعدلات الملكة كان T=81 وأن معياري عباوي T=81 وأن متوسط المعدلات الملكة كان الثانوية أن متوسط المعدلات الملكة كان الملكة كان الملكة كان متوسط المعدلات الملكة كان الملكة كان الملكة كان أن متوسط المعدلات الملكة كان الملكة كان الملكة كان الملكة كان الملكة كان متوسط المعدلات الملكة كان المل

* خطوات اختبار الفرضيات

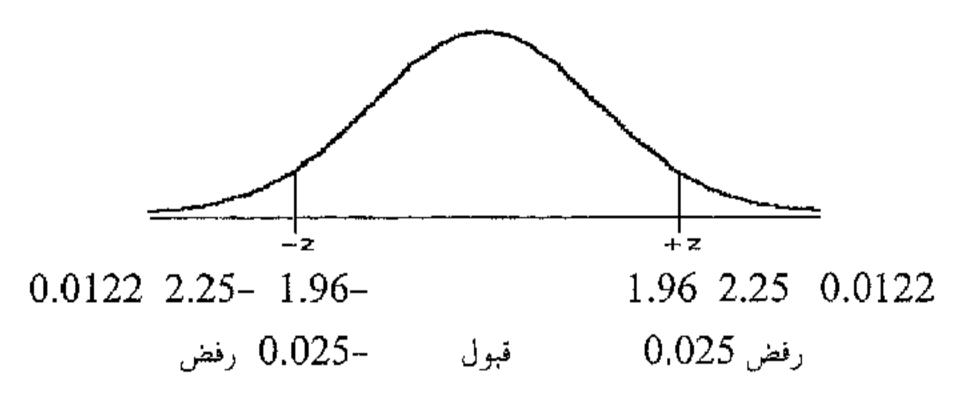
-1 تحدید نوع توزیع المجتمع.

توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30 ، لذلك نستعمل اختبار (Z).

2- صياغة الفرضيتين الصفرية والبديلة.

$$H_0$$
: $\mu = 60$
 60
 H_1 : $\mu \neq 60$
 60
 H_1 : $\mu \neq 60$
 60

 $\alpha = 0.05$ المناسب. الفرضية البديلة، استحدم α المناسب. الفرضية البديلة، استحدم



4- تحديد الاختبار الإحصائي المناسب لاختبار الفرضية الصفرية.

. بما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30 ، لذلك نستعمل اختبار (Z).

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{58-60}{81} = -2.25$$

$$\frac{\mathbf{\sigma_x}}{\sqrt{81}} = \frac{8}{9}$$

5- إذا كانت (القبيمة المحسوبة) اكبر من > القيمة الجدولية ع نرفض الفرضية الصفرية وبعكس ذلك نقيل الفرضية الصفرية.

إذا كانـــت قيمة إحصاءة الاختبار ضمن منطقة الرفض يتم رفض الفرضية الصفرية Ho وغير ذلك لا نستطيع رفضها ونقبل الفرضية البديلة H1.

من الجدول: المساحة الواقعة دون -2.25 تساوي 0.0122

بما أن القيمة المحسوبة (0.0122 z=2.25) > القيمة الجدولية

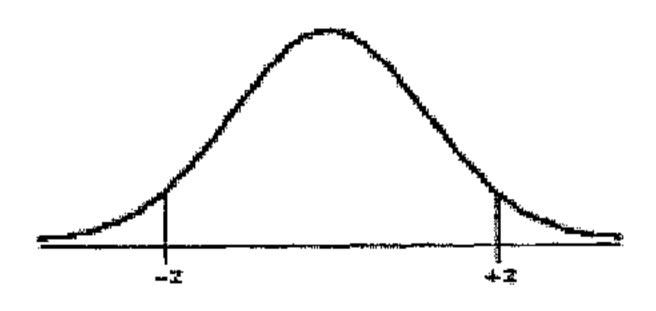
ر α/2=0.05/2= 0.025 z=.96) نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة، وهذا يعني أن أداء طلاب مدرسة الهمة في امتحان الثانوية العامة يختلف عن المتوسط العام لطلاب المملكة.

6- عن طريق الحدود الحوجة

lpha=0.01 و lpha=0.05 الحدود الحرجة عند استخدام الحتبار α و مستوى الدلالة

$\alpha = 0.01$	$\alpha = 0.05$	نوع الاختبار/مستوى الدلالة
2.58±	1.96±	بذيلين
2.34±	1.64±	بذيل

بمسا أن 2.25- = Z وهسمي تقسع في منطقة الرفض اذاً نرفض الفرضية الصفرية ونقبل الفرضية البديلة.



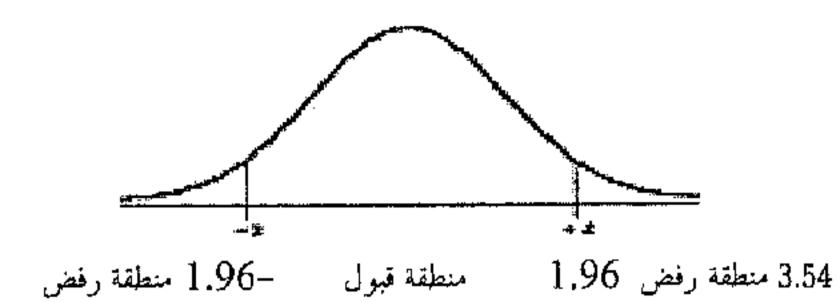
منطقة رفض 1.96 منطقة قبول -1.96 -2.25منطقة رفض

مستال5-2) إذا كسان متوسط علامات الطلاب في مادة الإحصاء هو 70 بانحراف معياري مقداره 10 درجات وسحبت عينة عشوائية حجمها 50 طالباً وكان معدل علاماتهم $\alpha=0.05$ ، هل هناك فروق جوهرية بين العلامات بمستوى دلالة $\alpha=0.05$ ؟

الحل: حجم العينة كبير وتباين المحتمع معلوم لذلك نستخدم احصاءة Z وهي:

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\sigma_{\mathbf{x}} / \sqrt{\mathbf{n}}}$$
 75-70 5
 $\mathbf{Z} = \frac{3.54}{10 / \sqrt{50}}$ 10/7.07

القصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية



القرار: يمة Z المحســـوبة = 3.54 قيمة Z مره Z الجدولية = 1.96

بما أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة Z الجدولية (1.96) وهي تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية، لذلك نرفض H₀ وهذا يعني أن مستوى طلبة العينة يختلف عن المستوى العام بدرجة ثقة 95%.

2- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد (حجم العينة كبير، تباين المجتمع غير معلوم) Testing Hypothesis Regarding Mean (o unknown, Big Sample) ما أن توزيع المعاينة يقترب من التوزيع الطبيعي عندما يصبح حجم العينة اكبر من 30 وتباين المجتمع غير معلوم، لذلك نستعمل اختبار (Z).

$$Z = \frac{X' - \mu}{S_x / \sqrt{n}}$$

$$H_0$$
: $\mu = 60$

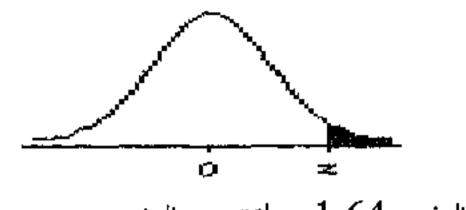
تعين أن وسط المجتمع لا يختلف عن 60

$$H_1$$
: $\mu > 60$

تعين أن وسط الجحتمع اكــــبر من 60

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\mathbf{S_x}/\sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{65-60}{10/7.07} = 3.54$$

بمسا أن الاختسبار منحه أي بذيل واحد فإن مستوى الدلالة هو α = 0.05 والقيمة الجدولية Σα = 0.05



منطقة الرفض 1.64 منطقة عدم الرفض

القوار:

بمسا أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة α الجدولية (1.64) وهي تقع في منطقة الرفض لذلك نرفض H₀ ونقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن معدل وزن العينة اكبر من 60 وهو المستوى العام بدرجة ثقة 95%.

* اذا كانت الفرضية غير متجهة

$$H_0$$
: $\mu = 60$

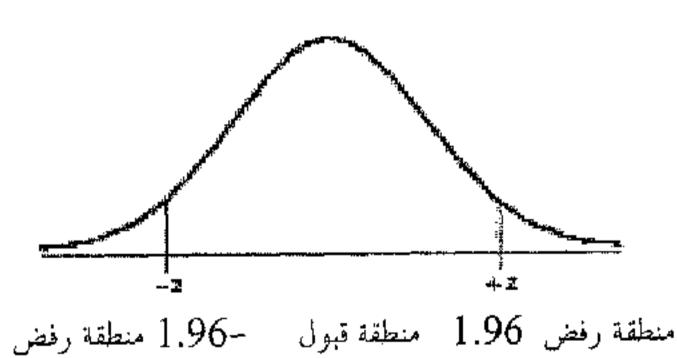
تعني أن وسط الجمتمع لا يختلف عن 60

$$H_1{:}~\mu\neq 60$$

تعني أن وسط المحتمع يختلف عن 60

$$\mathbf{Z} = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\mathbf{S_x}/\sqrt{\mathbf{n}}} = \frac{65-60}{10/\sqrt{50}} = \frac{5}{10/7.07}$$

. بمسا أن الاختسبار غسير مستحه أي بسذيلين فإن مستوى الدلالة هو 2/ 0.05 α =0.05. 0.025 والقيمة الجدولية Zα/2 = 1.96



القرار:

. بمــــا أن قيمة Z المحسوبة (3.54) > أكبر من قيمة α الجدولية (1.96) وهي تقع في مـــنطقة الرفض لذلك نرفض Η₀ ونقبل الفرضية البديلة وهذا يعني أن معدل وزن العينة يختلف عن 60.

3- اختبار الفرضية المتعلقة بمتوسط حسابي واحدرى غير معلومة والعينة صغيرة الحجم)
Testing Hypothesis Regarding Mean (ت unknown, Small Sample)

عُــندُما يكون الانحراف المعياري لأداء المحتمع o غير معلّوم، والعينة صغيرة الحجم، فإن الاختــبار المناسب هو اختبار T، وفي هذه الحالة نقدر الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة من خلال العلاقة

Sx انحراف معياري عينة

$$\sigma \mathbf{x}' = \mathbf{S} \mathbf{x}' = \mathbf{S} \mathbf{x}$$

$$T = \frac{\mathbf{X'} - \mathbf{\mu}}{\mathbf{S}\mathbf{x} / \sqrt{\mathbf{n}}}$$

تتقرر الحدود الحرجة للرفض أو القبول في ضوء درجات الحرية γ ومستوى الدلالة α ، وكون الفرضية البديلة متجهة أو غير متجهة.

مثال5-4)

1 استخدم برنامج لتعليم اللغة الإنجليزية مع 16 طالباً من طلاب جامعة الإسراء، وقد اعستقد مصممو البرنامج أنه يرفع متوسط أداء الطلاب إلى أكثر من 0.70 وعند إنهاء الطلاب للبرنامج أجري اختبار مقنن فكان متوسط أدائهم = 72.6 بانجراف معياري غير متحيز = 3 مل تدعم هذه النتائج صحة ادعاء مصممي البرنامج؟ استخدم 3 استخدم 3 α = 3

-2 وإذا كـان ادعاء مصممي البرنامج أن برنامجهم يجعل علامات الطلاب الضعاف لا تخـتلف عـن المتوسـط العام وهو 70 ، فهل تدعم البيانات صحة ادعاء مصممي البرنامج استخدم $\alpha=0.05$

1- حل الحالة الأولى:

 H_0 : $\mu > 70$ H_1 : $\mu <= 70$

عندما يكون الانحراف المعياري لأداء المحتمع o غير معلوم، فإن الاختبار المناسبT نحدد القيم الحرجة للرفض أو القبول:

 $\alpha = 0.05$ عا أن مستوى الدلالة.

درجة الحرية n-1 = 7 ، = 1 - 15 = 15 الاختبار بذيل واحد

 $T_{15,0..95} = 1.753$ الحدول رقم 3 تكون القيمة الحرجة 3 تكون منطقتا القبول والرفض كما هو مبين أدناه

الآن نحسب قيمة T كما يلي

$$T = \frac{X' - \mu}{T} = \frac{72.6 - 70}{5} = 2.08$$

$$\frac{Sx}{\sqrt{n}} = \frac{5}{\sqrt{16}}$$

.بما أن قيمة T المحسوبة (2.08) تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية، لذلك نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديله ونقول أن متوسط أداء الطلاب الذين بحضعوا للبرنامج لم يكن أعلى من 70 بمستوى الدلالة 0.05 م

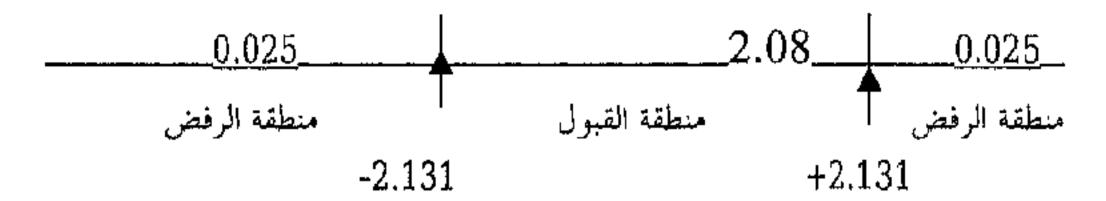
2 وإذا كــان ادعاء مصممي البرنامج أن برنامجهم يجعل علامات الطلاب الضعاف لا تخــتلف عــن المتوســط العام وهو 70 ، فهل تدعم البيانات صحة ادعاء مصممي البرنامج؟ استحدم $\alpha=0.05$

 H_0 : $\mu = 70$ H_1 : $\mu \neq 70$

ىما أن مستوى الدلالة 0.05 = 0.05 والاختبار بذيلين درجة الحرية n-1=1-16=1-1=1 درجة الحرية n-1=1-16=1-1=1 درجة الحرية n-1=1-16=1-1=1

 $T_{15,0.95}=\pm 2.131$ القيمة الحرجة تكون توزيع t تكون منطقتا القبول والرفض كما هو مبين أدناه

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية



الآن نحسب قيمة T كما يلي

$$T = \frac{\mathbf{X}' - \mu}{\mathbf{T}} = \frac{70 - 72.6}{\mathbf{5}} = 2.08$$

$$\frac{\mathbf{S}\mathbf{x}}{\sqrt{n}} = \frac{\mathbf{5}}{\sqrt{16}}$$

بمــــا أن قيمة T المحسوبة (2.08) تقع في منطقة القبول للفرضية الصفرية، لذلك نقبل الفرضية الصفرية ونقول أن متوسط أداء الطلاب الذين خضعوا للبرنامج لم بختلف عن المتوسط العام وهو 70 بمستوى الدلالة α = 0.05

2-5 اختبار الفرضيات حول الـفـرق بين وسـطين حسابيين Testing Hypothesis Regarding the Difference between Two Means

تـــستخدم لإحراء المقارنة بين وسطين لمحتمعين في حالة البيانات المستقلة والبيانات غير المستقلة.

1- اختبار الفرضيات حول المفسرق بين وسطين حسابيين (للبيانات المستقلة).

البيانات المستقلة: البيانات التي لا يوجد فيما بينها ارتباط. أداء مجموعة للذكور وأخرى من الإناث.

 \mathbf{X}'_1 وسط العينة الأولى مستقلاً عن \mathbf{X}'_2 وسط العينة الثانية، الفرضية غير متحهة \mathbf{X}'_1

H0: $\mu_1 - \mu_2 = 0$ H1: $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$

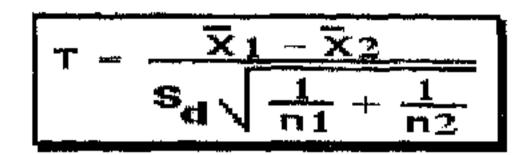
الفرضية عندما تكون متجهة

H0: $\mu_1 - \mu_2 > 0$ H1: $\mu_1 - \mu_2 < 0$

 $\gamma = n1 + n2 - 2$ يتخذ التوزيع شكل T بدرجات حرية r=1 + n2 - 2 يتخذ العينة الأولى.

n2: حجم العينة الثانية.

الاختبار الإحصائي المناسب:



الافتراضات التي يجب توفرها لتطبيق اختبار T

Normality التوزيع الطبيعي1

يجــب أن يكــون توزيع متغير الاختبار طبيعياً في كل فئة من فئات متغير التحميع، واذا كانت العينة 30 فأكثر يمكن الاستغناء عن هذا الشرط.

2. تجانس التباين في المحتمعين Homogeneity

يجب أن يكون تباين متغير الاختبار متساوياً في كلا فئتي متغير التجميع.

3. العشوائية، والاستقلالية Independence

مسئال5-5) أراد باحسناً أن يعرف فعالية اسلوب معين في التدريس لطلبة الجامعة في مسئال5-5) أراد باحسناً أن يعرف فعالية اسلوب معين في السنة الأولى، فأخذ شعبتين كل شعبة تتكون من 25 طالب عشوائياً في مجموعتين ثم عسين عسشوائياً أحسداهما لتكون مجموعة تجريبية والأخرى ضابطة. وفي نهاية التجربة أعطيت المجموعتين اختباراً موحداً فكانت النتائج كما يلي

الجحموعة الضابطة	الجحموعة التحريبية
n2 = 25	n1 = 25
$X_2' = 6$	$X_1' = 7.65$
$Sx_2 = 2.43$	$Sx_1=2.55$

هـــل تـــدل هذه البيانات على أن أداء المجموعة التجريبية كان أفضل من أداء المجموعة الضابطة على مستوى دلالة lpha=0.05

 $H0: \mu_1 = \mu_2$

الفرضية الصفرية

H1: $\mu_1 > \mu_2$

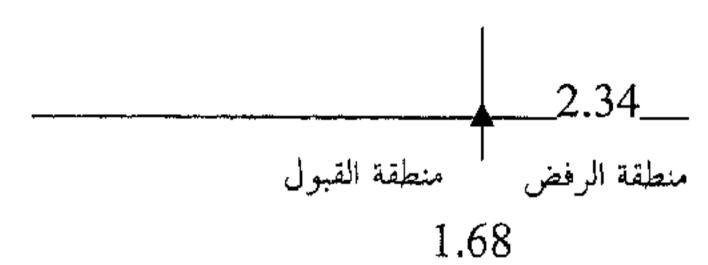
الفرضية عندما تكون متجهة

نحدد القيمة الحرجة للرفض أو القبول:

بما أن مستوى الدلالة $0.05 = \alpha$ ، والاختبار بذيل واحد. ودرجات الحرية $48 = 2 - 25 + 25 = \gamma$

تكون قيمة T الحرجة من الجدول = 1.68 = T48,0.05

 $\alpha = 0.05$



نحسب الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة كما يلي: $S^2_d = (n_1 - 1) S^2_1 + (n_2 - 1) S^2_2 = 24 * 2.55^2 + 24 * 2.43^2 = 6.204$ $n_1 + n_2 - 2$ 25 + 25 - 2

 $S_d = 2.491$

نحسب قيمة الإحصائي T كما يلي:

$$T = \frac{X'_1 - X'_2}{S_d \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} = \frac{7.65 - 6}{2.491} = 2.34$$

نقارن القيمة المحسوبة (2.34) بالقيمة الحرجة (1.68) فنحد أنما تقع في منطقة الرفض. إن البيانات تدل على أن الذين يخضعون للبرنامج التدريبي يصبح أداؤهم أفضل من الذين لا يخضعون على مستوى دلالة α = 0.05

تبعات عدم الإيفاء بافتراضات اختبار T

Normality التوزيع الطبيعي-1

4− تجانس التباين في المحتمعين Homogeneity -2

3- الاستقلالية Independence

Normality افتراض التوزيع الطبيعي -1

إن هذا الافتراض يمكن مخالفته بدون تبعات تذكر.

2- افتراض الاستقلالية Independence

يهدد البحث بأكمله وعلى الباحث أن لا يتهاون في ذلك اطلاقاً.

Homogeneity ألتباين في المحتمعين-3

■يمكن مخالفته إذا تساوت العينتان في أعداد افر ادهما. إذا كانت n1=n2

ولكن عندما تكون n1≠ n2 فهناك وضعين:

1- العينة الكبيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الكبير

والعينة الصغيرة الحجم منتمية للمحتمع ذي التباين الصغير

فـــإن احـــتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول تكون أقل من α إذاً يكون الباحث في الجانب الأمين.

2- العينة الكبيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الصغير والعينة الصغيرة الحجم منتمية للمجتمع ذي التباين الكبير فإن احتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول تزداد.

2- اختبار الفرضيات حول الفرق بين وسطين حسابيين (للبيانات غير المستقلة).

البيانات غير المستقلة: البيانات التي يوجد فيما بينها ارتباط.

مثال: إحراء الحتبار على نفس الجحموعة مرتين، n1 = n2 = n

مثال: عينة من الأزواج وزوجاتهم.

 X'_1 وسط العينة الأولى مرتبطاً مع X'_2 وسط العينة الثانية وهي نفس العينة الأولى.

اختبار T للعينات المترابطة T-Test: يستخدم لفحص فرضية متعلقة

بمساواة متوسط متغيرين أو مساواة متوسط متغير لعينتين غير مستقلتين.

لضمان دقة نتائج الحتبار T يجب تحقق الشروط التالية:

 أن يكون توزيع الفرق بين المتغيرين طبيعياً. ويمكن تجاهله إذا كان حجم العينة أكثر من 30

2. أن تكون العينة عشوائية.

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية

الفرضية عندما تكون غير متجهة

 H_0 : $\mu_1 - \mu_2 = 0$ H_1 : $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$

الفرضية عندما تكون متجهة

 H_0 : $\mu_1 - \mu_2 > 0$ H_1 : $\mu_1 - \mu_2 < 0$

يتخذ التوزيع شكل T بدرجات حرية $t - n = \gamma$ المشاهدات. وسط التوزيع t = 0

 $Sx'_1-x'_2$ الأنحراف المعياري، الحطأ المعياري لتوزيع المعاينة لفروق الأوساط $Sx'_1-x'_2 = \sqrt{S^2} x'_1 + S^2 x'_2 - 2d S x'_1 S x'_2$

$$S^{2} x'_{1} = \frac{S^{2}1}{n}$$

$$S^{2} x'_{2} = \frac{S^{2}2}{n}$$

$$\sum x^{2} - (\sum x)^{2}$$

$$n$$

$$n$$

$$1 - 1$$

الفرضية:

$$H_0$$
: $\mu_1 - \mu_2 = 0$
 H_1 : $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$

$$d_{i} = X_{i} - Y_{i}$$
$$d' = \sum_{i} \underline{d_{i}}$$

1- نحسب معدل الفروق ما بين العينتين:

$$S_d^2 = \frac{\sum d_i^2 - (\sum d')^2}{n}$$

3- نستخدم الاختبار t كما يلي:

$$T = \frac{\overline{x} - \mu_a}{\frac{S_a}{\sqrt{n}}}$$

Stud	Stat1_m	Stat2_m	di=Stat1-Stat2	di^2
1	20	15	5	25
2	20	14	6	36
3	18	20	-2	4
4	15	17	-2	4
5	16	17	-1	1
6	12	18	-6	36
7	15	20	-5	25
8	18	18	0	0
9	18	14	4	16
10	18	17	1	1
11	14	8	6	36
12	16	18	-2	$\overline{4}$
13	12	14	-2	4
14_	17	14	3	9
15	14	12	2	4
16	19	20	-1	1
17_	11	10	1	1
18	10	10	0	0
19	19	20	1	1
20	12	15	-3	9
21	17	20	-3	9
الجحموع 'd			0	226
d'_			0	

$$S_d^2 = \frac{d_i^2 - (\underline{d'})^2}{n} = 11.3$$

 $S_d = 3.361547$

$$T = \frac{\overline{X} - \frac{\mu_0}{\sqrt{n}}}{\frac{S_1}{\sqrt{n}}}$$

$$T = (0-0)/(3.36/4.58) = 0$$
 $label{eq:gamma}$ $label{eq:gamma}$

النتيجة:

استخدم اختبار T لفحص تساوي متوسطات الاختبار الأول والثاني؟

بما أن القيمة المحسوبة (0) < أقل من القيمة الجدولية (1.72) وهي تقع في منطقة القيمية الخدولية (1.72) وهي تقع في منطقة القيمول، اذاً نقيبل الفرضية الصفرية، ويتبين انه ليس هناك فرقاً بين درجة الطالب في الاختبار الأول ودرجته في الاختبار الثاني.

الأزواج	الزوج	الزوجة	Di=Stat1-Stat2	\mathbf{di}^2
1	240	230	10	100
2	260	270	-10	100
3	250	240	10	100
4	230	230	0	0
5	280	270	10	100
6	220	230	-10	100
7	240	250	-10	100
8	260	250	10	100
9	240	230	10	100
10	250	220	30	900
المجموع			50	1700
<u>d</u> ,		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	5	

$$S_{d} = 13.73358$$

$$T = \frac{\overline{x} - \mu_{d}}{\sqrt{n}}$$

$$T = (5-0)/(13.73/3.16) = 5/4.43 = 1.13$$
 المحسوبة $\gamma = n - 1 = 10 - 1 = 9$ $T_{9,0.05} = 1.83$

النتيجة:

استخدم اختبار T لفحص تساوي متوسطات دخل الأزواج والزوجات ؟

. بما أن القيمة المحسوبة (1.13) < أقل من القيمة الجدولية (1.83) وهي تقع في منطقة القبول، اذاً نقبل الفرضية الصفرية، ويتبين انه ليس هناك فرقاً بين دخل الأزواج والزوجات.

أهم الأساليب الإحصائية الشائعة واستخداماها:

ييس اللامارامترية	القاا	قاييس البارامترية	71
- يستخدم لتقدير ما إذا كان	کاي	- تحديد ما إذا كان متوسطان أو	
توزيعان تكراريان تختلف عن		نـــسبتان، أو معاملا ارتباط يختلفان	
بعضها بشكل دال.		عن بعظهما.	اختبار (Z)
		- تحدید ما إذا كان متوسط واحد	Z-test
·		أو نسسبة واحدة أو معامل ارتباط	اختبار (ت) t-test
		واحـــد يخـــتلف عن تلك العلاقة	
		للمجتمع.	
يــستخدم لقياس ما إذا كان	Mann-	- تحدید ما إذا كانت درجات	
متوسطين غــــير مــــرتبطين	Whitney U test	المتوسـط في عنصر أو اكثر تختلف	تحليل التباين
Uncorrected Means		عن بعضها.	Analysis of variance
يختلفان بشكل دال		- ما إذا كان هناك تفاعل دال بين	One way
		العناصر المختلفة.	Anova
		- يقيس إذا ما إذا كانت التباينات	Two way Anova
		Variances مختلفة عن بعضها.	

يسستحدم لقياس ما إذا كان		تسستخدم إذا ظهرت قيمة F دالة	الحتبارات تستخدم
متوســطين مــرتبطين	Wilxoxon	وذلسك بمسدف اختسبار الدلالة	بعد تحليل الثباين.
Correlated Means	signed test	الإحسىصائية للفروق بين متوسطات	Duncan's
يختلفان بشكل دال		بحموعات بحددة	Scheffe's Tuky
يستحدم لتقدير ما إذا كان 3		مشابه في الاستحدام لأسلوب تجليل	تحليل التغاير
قـــيم أو اكثر للمتوسطات في	Varaleal	التباين إلا انه يمكن من ضبط متغير	Analysis of
عنسمر واحد تختلف بدلالة	Kruskal- Wallis test	مستقل أو اكثر في المتغير التابع.	Covariance (Anacova)
إحصائية		لاختبار الاتجاه المفترض	Trend Analysis
		يمستخدم لتقديسر قيمة في المحتمع	Confidence
		بالاعتماد على القيمة المعروفة للعينة.	limits

الأساليب الإحصائية لحساب الفروق:

التابع)	القياس (القياس هنا للمتغير	مستويات	عدد	
فئوي أو نسبي	رتبي	اسمي	المتغيرات المستقلة	
t-test للعينة الواحدة	Smirnov	كاي تربيع لحسن المطابقة	1	عينة واحدة
t-test للعينات المستقلة.	Man Whitney U- Test. مسان وتني ؛ Median Test اختبار الوسيط	كاي تربيع للارتباط للعينات المستقلة ا فشر Fisher exact test	1	عینتان مستقلتان
t-test للعينات المستقلة. Randomization Test. Walsh Test.	Wilcoxon Signed Rank Test. Sign Test. الإشارة	كـاي تربيع لنسبتين بيانات غير مستقلة	1	عينتان غير مستقلتان
Analysis of Variance (One Way Anova). تحلیاتی التہاین اُحادی الاتجاہ.	Kruskal Walliss کروسکال والیس Median test	كاي للعينات المستقلة	1	اکثر من عینتین مستقلتین

Anova (one way)	Friedman Test	Chochran O test		
اختسبارات تستخدم بعد	احتیار فریدمان	البيانات Friedman Test		اکثر من
تحليل التباين.		الثنائية).	1	عينتين غير
Duncan's Multiple-			_	مستقلتين ا
range, Scheffe's,				مستعلتين إ
test., Tuky	·····	<u></u>		}
Factor analysis		کاي تربيع		
التحليل العاملي				
2 way Anova		1	2 ار	عينتان أو
			ا کثر	ا کثر ا
التباين ثنائي الاتحاه. :			,,,	, , , ,
Ancova				

3-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

1- اختبار الفرضية المتعلقة بوسط حسابي واحد.

احتبار T للعينة الواحدة T-Test العينة الواحدة

إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة قواعد البيانات استخدم اختبار T لفحمص وجمود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة قواعد البيانات (15.9286) وبين المتوسط الطبيعي وهو (12.5).

يمكن صياغة سؤال الدراسة بأحد الأشكال التالية:

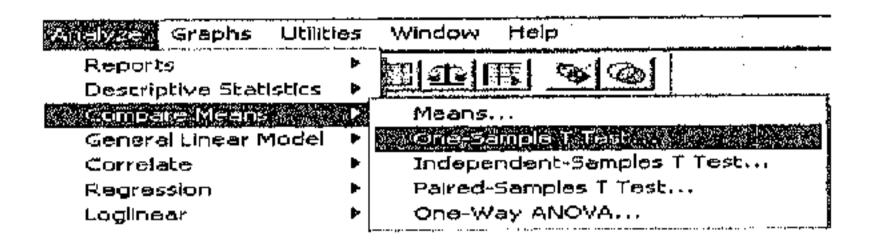
هل هناك فرق بين متوسط درجة الطلاب وبين المتوسط الطبيعي؟

نرفض الفرضية إذا كانت دلالة قيمة Sig.(2-tailed) اكبر من المستوى المقبول (0.05) وهذا يعني أن المتوسط لا يساوي القيمة الثابتة a.

* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

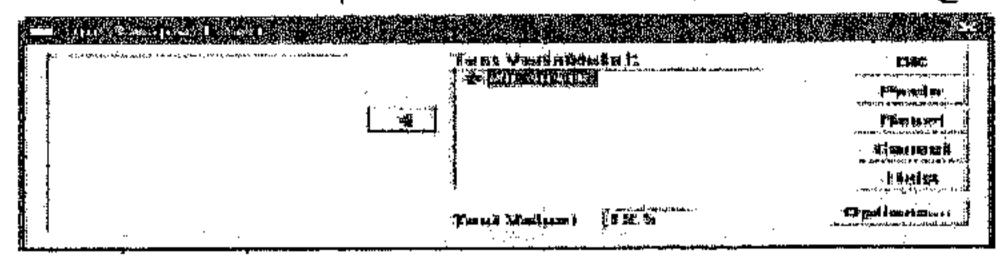
	ALL DATE -	a 🕽 germina 🖡	[ប្រ. គូវន្នំ ។	2. 1	Ce i	distribution of	-17F2.4	rTre-1	Example 1	are i maei	
14;	Commence of the Section of the Secti		1					=====================================	.i. ac.:::::::::::::::::::::::::::::::::::		2-12-12-17
	db_mork	o).			N/ 4/1 F			20 00 00 00 00 (Mr.©411	1	Service of	
1	14.00	<u> </u>]	•			
- 2	1.4.□@	1	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	1						· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
3	~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~			[···· ·· · · · · · · · · · · · · · · ·	{· ·· ·- · ·				٠.
4	17,00	1						··· ·· · · ·			
5	17.60] "		1			<u> </u>	···············			
	19.00						·- ··				
7	20.00°	i						·			
et.	18.00			ļ					·• · ·- ·· ··	1191	
9	" [4.00			1	 .	·•· ·· · · •		·			
101	17 00	· · ·		·- · ·			[···-		·- ·· ··· · ·		
77.1	6.00	ļ		1							
121	18.00			ļ ·	·· ··· - ·		1 - "	"			
131	14.00	† "		··•							
74	ាំខាល់			դ՛			ĺ		·· ···· · [··		
1 45		å ·		- Қ ⋅	. " "						

Analyze - Compare Means - One-Sample T Test...



ضع المتغير db_mark في خانة :(Test Variable(s

وضع القيمة 12.5 في خانة :Test Value - ثم أضغط زر OK



تظهر النتيحة التالية:

T-Test

One-Sample Statistics

	عدد المشاهدات N	Mean الرسط الحسابي	Std. Deviation الانحراف المعياري	Std. Error Mean الخطأ المعياري
DB_MARK	14	15.9286	3,1736	. 84 8 2

One-Sample Test

	Test Value = 12.5					
					95% Confide	
				Mean	of the Di	fference
	t	df	Sig. (2-tailed)	Difference	Lower	Upper
DB MARK	4.042	13	.001	3.4286	1.5962	5,2609

النتيجة:

تم حسساب متوسط الفرق بين المتغير والقيمة المفترضة (Mean Difference) عن معلى المعلى ال

 H_0 : $\mu = 12.5$ H_1 : $\mu \neq 12.5$

.عما أن ممستوى المعسنوية 0.001=(Sig.(2 -tailed وهي أقل من < مستوى الدلالة α=0.05) اذاً نقبل الفرضية البديلة ونرفض الفرضية الصفرية

استخدم اختبار T لفحص وجود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة قواعد البيانات وبسين المتوسط الطبيعي (12.5) ، وقد تبين من خلال النتائج الموضحة في الجدول أعلاه أن متوسط علامات الطلبة كان أعلى من المتوسط الطبيعي (12.5) فقد بلغ متوسط علامات الطلب (15.93) بإنحراف معياري (3.17) وقد بلغت قيمة 4.042 وهي ذات دلالة احصائية عند مستوى أقل من 0.05

القيمة المحسوبة 4.042 = t

القيمة الحرجة [-2.160 +2.160]

إن القيمة المحسوبة تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية يعني قبول البديلة.

المطلوب: إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة الإحصاء استخدم اختـبار T لفحص وجود فرق بين متوسط درجة اختبار مادة الإحصاء (15.7619) وبين المتوسط الطبيعي وهو (12.5).

 H_0 : $\mu = 12.5$ H_1 : $\mu \neq 12.5$

	stati_m
- 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	20.00
	20.00
	18.00
4	15.00
	16.00
•	12.00
<u> </u>	15.00 18.00
	18.00
23	18.00
3 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	14.00
12	16.00
7.3	12.00
14	17,00
1 de la 1	14.00
-113	19.00
17 1.75	11.00
18	10.00
19	19.00
20	12.00
21	17.00
	ota View 💉 🗸

النتيجة: بما أن مستوى المعنوية Sig.(2-tailed)=0.000 ومستوى الدلالة α=0.05، إذا نقبل الفرضية البديلة ونرفض الفرضية الصفرية

يعني أن متوسط الاختبار في مادة الإحصاء #12.5 بل هو أعلى من ذلك.

One-Sample Statistics

		Mann	Std. Deviation	Std. Error Mean	
1	N	Mean	Ste. Deviation	Mean	
STAT_MAR	21	15.7619	3.0480	.6651	

One-Sample Test

1			Test Value = 12,5						
		•			l Mean	95% Confidence Interval of the Olfference			
		t	df	Sig. (2-tailed)	Difference	Lower	Upper		
	STAT MAR	4.904	20	.000	3.2619	1.8745	4.6494		

2- اختبار الفرضيات حول الفسرق بين وسطين حسابيين (للبيانات المترابطة)

اختبار T للعينات المترابطة Paired Sample T-Test

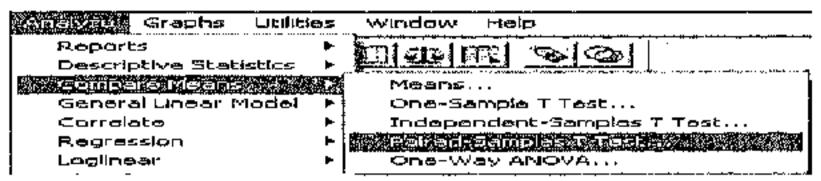
السؤال هو: هل تتساوى متوسطات الطلاب بالاختبارين؟

نرفض الفرضية اذا كانت دلالة قيمة Sig.(2-tailed) أقل من المستوى المقبول (0.05) وهذا يعني أن المتوسطين غير متساويين.

* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

	stat1_m	stat2_m						
1	20.00	15.00						
2	20.08	14.00						
3	16.00	20,00						
4	15.00	17.00						
5	16.00	17.00						
6	12.00	18.00						
7	15.00	20.00						
8	18.00	18.00						
9	18.00	14.00						
10	18.00	17.00						
11	14.00	6.00						
12	16.80	16.00						
13	12.00	14.00						
14	17.00	14.00						
15	14.00	12.00						
16	19.00	20.00						
17	11.00	10.00						
18	10.00	10.00						
19	19.00	20.00						
20	12.00	15.00						
21	17.00	20.00						
4 P\Da	4 P \Data View \ Variable View /							

Analyze - Compare Means - Paired-Samples T Test...



ضع المتغيرات stat1_m و stat1_m في خانة :stat2_m مضع المتغيرات من Stat1_m من أضغط زر OK

	fort in mit Sammelan (* 1850)		P64
and the second s	e skell en Fobelven	Palend Variablen:	Oscala Pesol Coressi disap
	Canarité Calanisano Varindad da Varindad Ti		Digital H.

تظهر لدينا المخرجات التالية:

المطلوب: إذا كانت العلامات أدناه هي علامات الطلاب في مادة الإحصاء في الاختبار الأول والاختسبار الثاني لفحص هل لهما نفس المتوسط الحسابي، استخدم اختبار لفحص وجود فرق بين متوسطي درجات الاختبارين في مادة الإحصاء.

H₀: $\mu_1 = \mu_2$

 $\mathbf{H}_1: \mu_1 \neq \mu_2$ T

T-Test

Paired Samples Statistics

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair	STAT1_M	15.7619	21	3,0480	.6651
1	STAT2_M	15.7619	21	3.6319	.7925

Paired Samples Correlations

			• • • • • • • • • • • • • • • • • • •
	N	Correlation	Sig.
Pair 1 STAT1_M & STAT2_M	21	.505	.020

Paired	Samo	lea 1	rae l
calen	oanu.		

		Paired Differences						\(\frac{1}{2}\)\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\			
				Std. Error	95% Confidence Interval of the Difference		95% Confidence Interval of the Difference				
<u> </u>		Me an	Std. Deviation	Mean	Lower	Upper	t	đf	Sig. (2-tailed)		
Pair 1	STAT1_M- STAT2 M	.0000	3,3615	.7335	-1.5302	1,5302	.000	20	1.000		

النتيجة:

استخدم اختبار T لفحص تساوي متوسطات الاختبار الأول والثاني؟

. بما أن مستوى المعنوية Sig.(2-tailed)=1.000 ومستوى الدلالة α=0.05)، إذا نرفض الفرضية البديلة ونقبل الفرضية الصفرية.

تــبين انه ليس هناك فرقاً بين درجة الطالب في الاختبار الأول ودرجته في الاختبار الثاني فقــد بلغــت قيمة (0.000)=t وهي غير دالة إحصائيا على مستوى α=0.05 حيث حسب الــبرنامج متوسط الفرق بين درجة الطالب في الاختبار الأول ودرجته في الاختبار الثاني والذي بلغ (0.0000).

3- اختبار الفرضيات حول السفسرق بين وسطين حسابيين (للبيانات المستقلة) Independent-Sample T-Test

فحسص فرضية متعلقة بمساواة متوسط متغير ما لعينتين مستقلتين، وله شكلان الأول في حالة افتراض تساوي تباين العينتين، والثاني في حالة افتراض أن تباين العينتين غير متساوي.

إذا كانت علامات الطلاب والطالبات في مادة الإحصاء في شعبة ما كما هو مبين أدناه، فهل يختلف تحصيل الذكور عن الإناث في هذه الشعبة؟

هل يرتبط تحصيل الطلبة حسب الجنس؟

الفرضية المطلوب اختبارها:

 $H_0: \mu_1 = \mu_2$ $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$

للاستخدام الاختبار يكون هناك متغير التجميع (Grouping Variable) وهو المتغير الذي يقسم العينة الكلية إلى عينتين جزئيتين غير متداخلتين، مثل متغير الجنس الذي يقسم العينة

الكلــية إلى عينة ذكور وعينة إناث، والمتغير الثاني يسمى متغير الاختبار (Test Variable) أو المتغير التابع، وهو متغير كمي .

والهدف مدن هدذا الاختبار هو معرفة ما إذا كان متوسط متغير الاختبار لفئة متغير الاختبار لفئة متغير التحميع الأولى (الذكور) مساوية لمتوسط متغير الاختبار لدى الفئة الثانية (الإناث) من متغير التحميع.

السؤال هو: هل يختلف تحصيل الطلاب في مادة الإحصاء باختلاف جنسهم؟ أو هل يرتبط تحصيل الطلاب في مادة الإحصاء بالجنس؟

نــرفض الفرضية الصفرية إذا كانت دلالة قيمة مستوى الدلالة (Sig.(2-tailed) أقل من المـــستوى الفرضية الصفرية إذا كانت دلالة قيمة مستوى المقــبول (0.05) وهذا يعني أن المتوسطين غير متساويين، وذلك بعد تحديد قيمة المستخدمة بناء على نتيجة اختبار Levene Test لمساواة تباين العينتين.

* ادخل البيانات كما هو مبين أدناه:

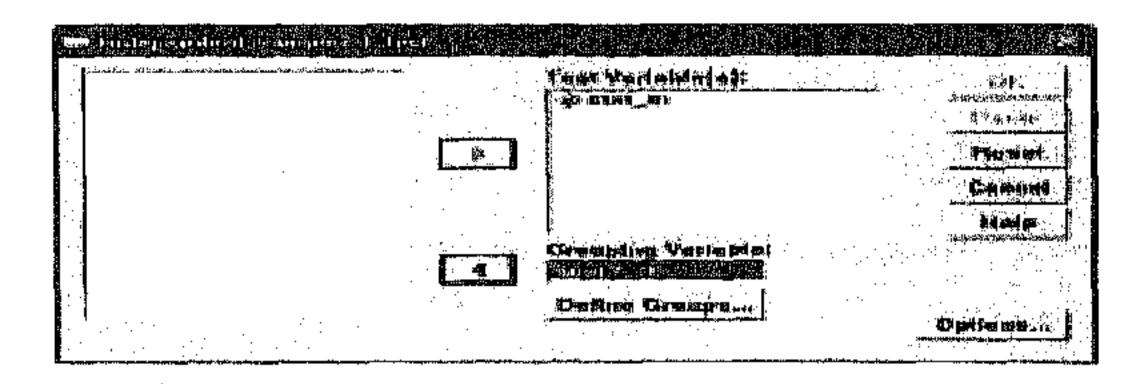
	8,6X	etet fri
3.885.23 156 1 6	8eX 1,00	16.00
2	1.00	18.00
3 3	1.00	15.00
4	7.00	16.00
	1.00	12.00
<u> , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,</u>	1.00	15.00
<u>. 1 2 3 3 3 7 7 </u>	1,00	18.00
	1.00	18.00
9	1.00	18,00
	1,00	14.00
1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1	2.00	16,00
7.57 C 1.72	2.00	72.00
13	2.00	17.00
- 1 - 15 1 1 124	2.00	14.00
36.00	2.00	19,00
	3.00	11.00
45-35-100-5 4. 不	2.00	າດ.ດ¤
16	2.00	19,00
1.9	3,00	12.00
:: .: 20	2.00	17,00

Analyze - Compare Means - Independent-Samples T Test...



Test Variable(s): في خانة stat_m ضع المتغير

وضع المتغير sex في خانة :Grouping Variable



Group1: في Define Groups، في Define Groups؛ في 2 في 2 في Continue، وضع القيمة 2 في 3 ، ثم اضغ زر 3 من اضغط زر 3 Ok

← Use specified values	Continue
Group 1: 1	Cancel
Group 2: 2	Help

تظهر لدينا المحرجات أدناه:

الإحصاءات الوصفية لكل عينة

Group Statistics

•					Std. Error
L	<u>5EX</u>	N	Mean	5td. Deviation	Mean
STAT_M	1.00	10	16,0000	2.0548	.6498
	2.00	10	14.7000	3,3350	1.0546

independent 8ample c Tect

		ſ	Leavene's Test for quality of Variances Hest for Establity of Means							
				Иеа		Mean	SM, Entor	95% Confide of the Di		
		F	ଖa.	ļ	d f	ी ्र (२ स्टि टिव)	Difference	Ditterence	Lower	Upper
STXT_N	Equal variances assumed	5.356	233	របរ១	18	.308	1.3000	1.2397	-1,3025	3,5025
	Equal waterces not assumed			(0†9	14,972	.311	1.3000	1,2387	-1.3407	3.9407

النتيجة:

F ميث حسبت قيمة Levence Test تم اختبار بخانس التباين للفئتين بواسطة اختبار Test عجبار بخانس التباين للفئتين بواسطة اختبار 0.033 = 0.035 و ذلك لتحديد أي الاختبارين وكانست = 0.035 و مستوى دلالستها فكانت = 0.035 و ذلك لتحديد أي الاختبارين Equal variances assumed مستخدم، هل سنستخدم اختبار T في حالة عدم تساوي التباين Equal variances not assumed اختبار T في حالة عدم تساوي التباين

استخدم اختبار T لفحص السؤال "هل يختلف تحصيل الطلاب عن الطالبات"؟ أو "هل يرتبط تحصيل الطلاب بالجنس"؟

وقد وجد من خدلل نتائج هذا الاختبار أنه ليس هناك فرقاً بين تحصيل الطلاب والطالب العالب عيث بلغت قيمة 1.049 وهي ليست ذات دلالمة إحصائية على مستوى أقل من 0.05

نخــــتار قــــيمة t ومستوى دلالتها بناء على اختبار F لنقرر هل نختار اختبار T في حالة افتراض تساوي التباين. اختبار T في حالة افتراض عدم تساوي التباين.

في هـــذه الحالة نختار اختبار T في حالة افتراض عدم تساوي التباين لأن مستوى دلالة $\alpha=0.033$ وقيمة F=5.356 أقل من 0.05 وبالتالي فان تباين الفئتين غير متساوي.

وقد بلغ متوسط تحصيل الطلاب 16 بإنحراف معياري 2.0548 في حين بلغ متوسط تحصيل الطالبات 14.7 بإنحراف معياري 3.3350 حيث يتبين أن لا فرق في التحصيل بسبب الجنس.

ملاحظة: استخدام نقطة القطع Cut Point، والرسومات البيانية.

T-Test

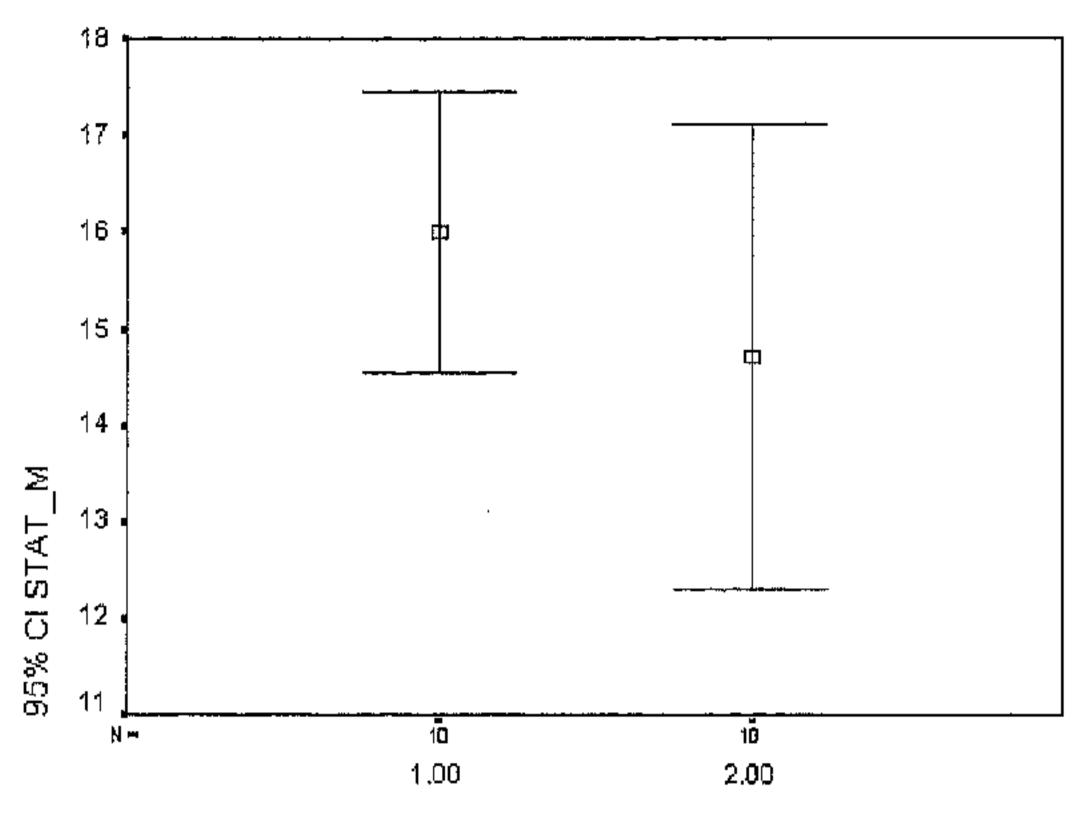
Group Statistics

		AGE	N	Mean	Std. Deviation	Std, Eyror Mean
١	STAT_M	>= 20.00	8	14,5000	3.11677	1.10195
ı		< 20.00		15_9167	2.50303	722 6 8

Independent Samples Test

		Levene's Test for quality of Variances			Mest for Equality of Means				,
			_ _ _ _ _ _ _ _ _ _			95% Contide of the Di			
	F	Sig.	t	ď	Sig. (2-tailed)	Difference	Difference	Lower	Upper
STAT_M Equal variances assumed	.830	.374	-1.125	18	275	-1.4167	1,25884	-4.08140	1.22805
Equal variances not assumed			-1.075	12.807	.302	-1.4167	1.31772	-4, 2677 9	1.43448

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية



SEX

4-5 تماریسن Exercise

ضع رمز الإحابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
		_			. <u>.</u>					الإجابة

-1 علاقة Z ب $\sigma_{x'}$ كعلاقة T بــ

$$Sx'-$$
 د S^2x- د σ^2-

2- أي من التالي يمكن اعتباره فرضية إحصائية؟

$$Sx = 8$$
 د $r = 0.2$ ر $T = 0.2$ ح $T = 0.2$

3- أي من التالي يمكن اعتباره فرضية إحصائية؟

$$Sx = 8 - \omega$$
 $r = 0.2 - \omega$ $X = 27 - \omega$ $\mu = 70 - 1$

4- كم يجب أن يكون حجم العينة حتى يكون الخطأ المعياري للوسط الحسابي سم 10 = 10% من الانحراف المعياري o في المحتمع؟

5- إذا كانت 2.1=Z وكانت الفرضية البديلة غير متحهة، فإنه بالامكان :

$$\alpha = 0.01$$
 رفض الفرضية الصفرية على مستوى

$$\alpha = 0.05$$
 رفض الفرضية الصفرية على مستوى

$$\alpha = 0.05$$
 رفض الفرضية الصفرية على مستوى الفرضية

$$\alpha=0.05$$
 ، $\alpha=0.01$ د $-$ رفض الفرضية الصفرية على المستويين

6- إذا كانست فتسرة السثقة 95% للوسط الحسابي تمتد ما بين 53.6 – 76.4 فأي من الفرضيات الإحصائية التالية تعتبر مرفوضة على مستوى 0.05 = α، مع الأخذ بالحسبان أن فرضيتها البديلة غير متحهة:

$$\mu = 76.1$$
 د – $\mu = 75.4$ پ $\mu = 65$ د – $\mu = 51.6$ – أ

 $\alpha=0.01$ كانت مرفوضة على مستوى + 10: \pm 10: \pm 10: \pm 3 كانت مرفوضة على مستوى \pm 10: \pm 3 فهل هذا يعنى أن القيمة \pm 60 تقع:

8- يـــستخدم اختبار T كاختبار للفرضية الصفرية حول الوسط الحسابي إذا كانت غير معلومة.

$$\alpha$$
 - α - α

10- تكون قيم T الحرجة عند نفس مستوى الدلالة:

ب- اكبرللاختبار بذيلين.

أ- اكبرللاختبار بذيل.

د- لاشيء مما ذكر.

ج— نفس القيمة.

 $\alpha = 0.05$ ، n=21 ما هي قيم T الحرجة في ذيل واحد وفي ذيلين إذا كانت T ما هي قيم

(2.528, 2.845) - -

(1.721, 2.080) - 1

(2.518, 20831) - 2

 $(1.725, 2.086) -_{\overline{c}}$

 α = 0.01 ، n=30 ما هي قيم T الحرجة في ذيل واحد وفي ذيلين إذا كانت T ما هي قيم

 $(1.699, 2.045) \sim$

(2.457, 2.760) -1

د- (1.697, 2.042) ح

 $(2.462, 2.756) -_{\overline{C}}$

13- درست إحدى شعب الإحصاء المتقدم التي عدد أفرادها 45 طالباً وحدة الحتبار يقيس الفرضيات حيول الوسط الحسابي باستخدام مختبر الحاسوب، وعند إجراء الحتبار يقيس مهارتهم في هذه الوحدة وجد أن متوسط أدائهم = 65.3 فإذا كانت النتائج المعلنة لجميع الطيلاب الآخرين هي 50 للوسط الحسابي و 12 للانحراف المعياري، فهل هناك ما يدعو إلى القيول بيأن نتائج الطلبة الذين استخدموا المختبر أعلى من نتائج الآخرين؟ استخدم من من من نتائج الآخرين استخدموا المحتبر أعلى من نتائج الآخرين؟ استخدم

أ- نعم لأن Z = 8.56 وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.

y=2 وهي تقع في منطقة قبول الفرضية الصفرية. z=8.56

z = 8.56 وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.

د- لا لأن 2 = 8.56 وهي تقع في منطقة قبول الفرضية البديلة.

α = 0.05 بالاستعانة باختبار بذيلين H0: μ = 10 بالاستعانة باختبار بذيلين α = 0.05 مستخدماً عينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين = α مستخدماً عينة حجمها 100 فإن احتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول يكون أكبر ل:

ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

ب- جمال

أ- فادي

 $\alpha=0.05$ المحسوس فسادي فرضيته الصفرية 10 $\mu=10$ بالاستعانة باختبار بذيلين $\alpha=0.05$ مستخدماً عينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين $\alpha=0.05$ مستخدماً عينة حجمها 100 ، إذا كانت القيمة الحقيقية 12 $\alpha=0.05$ احتمال ارتكابه للخطأ من النوع الثاني اكبر؟

أ- فادي ب- جمال ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

 $\alpha=0.05$ فحصص فصادي فرضيته الصفرية 10 = $\mu=10$ بالاستعانة باختبار بذيلين $\alpha=0.05$ مستخدماً عينة حجمها 25 ، وفحص جمال الفرضية نفسها بالاستعانة باختبار بذيلين $\alpha=0.05$ مصتخدماً عينة حجمها 100 ، إذا كانت القيمة الحقيقية 12 = $\alpha=0.05$ اختباره أقوى؟

أ- فادي ب- جمال ج- لا يمكن حسابه د- نفس الاحتمال.

-17 يدعي عميد الكلية بان توجيه إنذارات إلى الطلاب يقلل من غياب الطلاب في الجامعة. في اذا علم أن متوسط غياب الطلاب في الكلية في الأعوام المنصرمة كان 4.6 أيام للطالب الواحد. وبعد أن استخدم هذا الأسلوب لهذا العام مع صف عدد طلابه 25 طالباً وجد أن متوسيط الغياب كان 3.7 أيام للطالب الواحد بانحراف معياري غير متحيز = 1.2 يوم. هل تدعم هذه البيانات صحة ادعاء العميد؟ استخدم 0.05

أ– نعم، لأن 3.75-=T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.

ب- لا، لأن 3.75-=T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية الصفرية.

ج− نعم، لأن 3.75-=T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.

د- لا، لأن 3.75-=T وهي تقع في منطقة رفض الفرضية البديلة.

18- فيما يلي علامات عشرة طلاب على مقياس الاتجاهات، حرى تطبيقه قبل وبعد مشاهدة فيلم عن العنف المدرسي:

بعد	قبل	اسم الطالب
14	10	فادي
31	17	جمال
17	12	نبيل
17	19	فايز
13	10	جمعه
24	11	عمد
25	20	احمد
14	13	صلاح
16	17	سمير
15	20	يوسف

 $\alpha = 0.05$ إلى المحاهلة ألى المحاهلة المحاهلة

- أ- لا وذلك لأن $\alpha=0.05$ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى $\alpha=0.05$ للاختبار بذيل واحد.
- ب- نعـــم وذلـــك لأن 1.92≈T وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05 = α = 0.05 للاختبار بذيل واحد.
- $\alpha=0.05$ وهسي ذات دلالسة إحصائية على مستوى T=1.92 وهسي ذات دلالسة المحتبار بذيلين.
- $\alpha=0.05$ وذلسك لأن T=1.92 وهمي ذات دلالة إحصائية على مستوى T=1.92 للاحتبار بذيلين.
- 19 درسست مجموعتان مادة الإحصاء المتقدم بطريقتين مختلفتين (نظري، عملي) وعند انتهاء فترة التدريس أحري اختبار تحصيلي للمجموعتين والجدول أدناه يبين النتائج:

الانحراف المعياري غير المتحيز SX	الوسط الحسابي "X	عدد الأفراد n	
8	65	30	طريقة النظري
9	55	25	طريقة عملي

هل تختلف الطريقتان في تأثيرهما على التحصيل؟ علماً بأن المجموعتين قد اختيرتا بطريقة عشوائية.

p<0.001 وذلك لأن T=4.361 وهي ليست ذات دلالة إحصائية على مستوى T=4.361 . p<0.001 . p<0.001 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى T=4.361 . p<0.001 . p<0

العينة الثانية	العينة الاولى
2.3	3.1
1.4	4.4
3.7	1.2
8.9	1.7
	3.4

2- احدى شركات المنتجات النفطية أنتجت نوع معين مطور من مادة الكاسولين المحسن لزيادة عدد الكيلو مترات من المسافات المقطوعة. ولاختبار هذا ،سحبت عينة عشوائية من 10 سيارات وسارت باستخدام الكاسولين المحسن والعادي والجدول التالي يبين المسافات المقطوعة من قبل العشر سيارات. اختبر على مستوى 0.05 انه لا توجد فروق جوهرية وإن كانت هناك فروق قدرها بحدود الثقة السابقة في السؤال.

كاسولين				
مح سن	عادي			
25.7	24.9			
20.5	18.8			
28.4	27.7			
3.7	13.0			
18.8	17.8			
12.5	11.3			
28.4	27.6			
8.1	8.2			
23.1	23.1 9.9			
10.4	9.9			

	الاجور لدى قطاع الدولة	الاجور لدى القطاع الخاص
حجم العينة	30	35
الوسط الحسابي	3333520	35558.97
النحراف المعياري	15129.09	14940.88

احسب فترة ثقة 95%للفرق بين متوسطى بحتمعهما.

4- اجري اختبار في احدى المساقات ومع شعبتين مختلفتين الاولى مكونة من 40 طالباً والثانية 30 طالباً وجد أن متوسط علامات الطلبة في الشعبة الاولى 65 درجة بانحراف معياري قدره 10 درجة ومتوسط علامات الطلبة في الشعبة الثانية 57 درجة بانحراف معياري 6 درجة اختسبر إن كان هناك فروق جوهرية بين مستوى الطلبة في الشعبتين على مستوى معنوية 0.05.

- 5- إذا كــان متوسط الزيادة في وزن 12 فأرة بعد تغذيتها بطريقة معينة لمدة معينة هو 145 غــم وبانحراف قياس للوسط الحسابي مقداره 2.3 غم وبمستوى احتمال 5% هل يمكن القــول أن متوسط الزيادة في الوزن نتيجة التغذية على الطريقة لا تقل عن 150 غم احتبر ذلك.
- 6- شركة توزيع المحروقات ارادت تقدير الوسط الحسابي للمحتمع بحدود ثقة 95% سحبت عيسنة عشوائية مكونة من 100 عائلة مستهلكة للسولار كان معدل استهلاكها ما يعادل 103 غالون بانحراف معياري 327.8. احسب الوسط الحسابي للمحتمع الذي سحبت مسنه العيسنة ثم فسر إذا استهلكت عائلة منفردة 800 غالون هل يمكن اعتبار ذلك ممكن احتبر ذلك.
- 7- احمدى شركات الاتصالات اجرت بحثا حول المكالمات الطويلة فوجد ان معدل ما يدفعه المحمود المحالمية الطويلة يساوي 17.10 دولار في الشهر. وبانحراف معياري 9.80 دولار. سحبت عينة عشوائية ل50 قائمة تلفون.
 - أوجد احتمال أن تكون مدة المكالمة اكبر من 20 دولار.
 - 0.05= α مستخدماً H1: μ >21 ضد H0: μ =21 صنعدماً μ
- 8- أحسريت مقارنة للأسعار في مدينتين مثل اليابان وامريكا فإذا كان سعر المفرق لبعض المواد التجارية في كل من الدولتين موضحة في الجدول أدناه:

	أمريكا	اليابان
حجم العينة	N1=50	n2=30
معدل سعر	1154.5	1224.3
الانحراف المعياري	1989	1843

اختبر أن فروقات الاسعار هي أكبرمن 200 دولار بمستوى دلالة ي0.05=

ب التقدير النفطي لعينة عشوائية حجمها 12 مسحوبة من محتمع µ	9- أحسب
---	---------

•	المحموعة الأولي	المحموعة الثانية
الوسط الحسابي	38.75	35015
الانحراف المعياري	3.2	2.7
حجم العينة	100	100

وكانت أفراد العينة هي:

X: 9 6 5 3 4 7 8 9 10 3 12 6

- 10- في إحدى المدارس الأساسية سحبت عيينة عشوائية من الطلبة الذين سيعملون النظارات الطبية. فما تقديرك للسته الطبية حجمها 20 طالباً فوجد أن 6 منهم يستخدم النظارات الطبية. فما تقديرك للسته الذين يستعملون النظارات الطبية في تلك المدرسة.
- 11- سحبت عينة عشوائية حجمها 400 مفردة من محتمع انحرافة القياسي 30 ومعدل 160 احسب فترة ثقة 95% للوسط الحسابي للمجتمع الذي سحبت منه هذه العينة.
- 12- سحبت عينة عشوائية من إحدى المصانع الكهربائية حجمها 25 مصباحا فكان الوسط الحسابي لأعمار هذه المصابيح 890 ساعة. احسب فترة ثقة 90% لمعدل أعمار المصابيح المنتجة في هذا المصنع على أن الانحراف المعياري لإنتاجية هذا المصنع هو 35 ساعة.
- 14- سسحبت عيسنة عشوائية مكونة من 25 طالبا من جامعة مؤته لتقدير معدل المصروف الشهري لهم. فوجد أن مصروفهم الشهري بالدينار الأردني كما يلي:

38 51 49 38 36 35 44 50 43 41 44 38 33 45 50 51

30 50 45 40 30 44 39 49 52

- ما هو تقديريك لمعدل المصروف الشهري لجميع طلبة جامعة مؤته.
- احسب فترة ثقة 95% لمعدل المصروف إذا كان المصروف يخضع لتوزيع طبيعي.

15- ســـ حلت قياسات الحموضة (PH) لعينات من ماء المطر في 10 مواقع في منطقة صناعية فكانت 3.9 3.1 5.1 3.8 4.5 3.2 4.8 3.9 4.1 أحسب فترة ثقة 95% لمعدل حموضة ماء المطر لكل المناطق.

16- إذا كانست أجور مندوبي المبيعات لكل من الذكور والإناث تخضع لتوزيع طبيعي متباين 100 للذكور و441 للإناث علما بأن المحتمعين للذكور والإناث مستقلين عن بعضهما. سمحبت عيسنة عشوائية حجمها 170 وانحراف معياري 9 وعينة عشوائية ثانية (إناث) حجمها 24 بوسط 162 وانحراف معياري 10.

لوجد فترة ثقة 98% لكل من µ1, µ2
 أوجد فترة ثقة 98%

- احسب فترة ثقة للفرق.

17- الجدول التالي يبين التحصيل العلمي لجموعة من الطلبة في مدينتين مختلفتين.

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	حجم العينة	المدينة
11	79	200	1
12	73	150	ب

احسب فترة ثقة 95% للفرق بين معدلي تحصيل الطلبة.

18- الحـــدول الــــتالي يمـــئل الأجور التي يتقاضاها عينتين عشوائيتين والمسحوبة من مجتمعين إحداهما المشتغلين لدى القطاع الخاص والتالية لدى الدولة.

	الثانية (الدولة)	العينة الأولى(الخاص)
حجم العينة	30	35
معدل الأحر بالدولار	33335.20	35558.79
الانحراف المعياري	15129.09	14940.88

احسب فترة ثقة 95% للفرق بين متوسطي مجتمعهما.

الفصل الخامس: اختبار الفرضيات التي تتعلق بالمتوسطات الحسابية

19- البيانات التالية تمثل فروقات قياس ضغط الدم قبل وبعد تناول الدواء، فروقات ضغط الدم تساوي = 13 -2 -1 6 4 احسب الوسط الحسابي لمحتمع الفروقات بمعدل ثقة 20%.

20- تم اختيار مجموعتين من الطلبة في مادة الرياضيات وسحبت عينتين عشوائيتين من طلاب وطالبات إحدى المدارس وكانت النتائج كما يلي:

		<u> </u>
طالبات	طلاب	
85	18	الوسط الحسابي
4	5	الانحراف المعياري
12	10	حجم العينة

علسى افتسراض أن الجحتمعين يتوزعان قريبا من التوزيع الطبيعي وأن تباينهما غير معلوم ولكنهما متساويان احسب فترة ثقة 97% للفرق بين متوسط المحتمعين.

الفضيك السياق

اختبار الفرضيات حول التباينات

Testing Hypothesis Inference Regarding Variances

- 6-1 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد.
- 6-2 اختـبار فرضية تـتعلق بتـساوي التـباين لمجتمعـين مستقلين.
- 6-3 اختـبار فرضية تـتعلق بتـساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين.
 - 4-6 تماریسن Exercise.

الفقطيك السياليس

اختبار الفرضيات حول التباينات

Testing Hypothesis Inference Regarding Variances

1-6 اختبار فرضية تتعلق بالتباين لمجتمع واحد. Testing Hypothesis Inference Regarding Variances

اختــبار الفرضــيات حول التباين ضروري في الاختبارات الإحصائية التي تتطلب توفر تجانس التباين.

$$\chi^2$$
 (کا 2) توزیع کاي تربیع –

- ■لا يأخذ قيماً سالبة.
- "القيمة العظمي للاحتمال فيه68%من الحالات) تنحصر بين 0-1.
 - ◄ملتو التواء موجب، وإن الالتواء يقل بإزدياد درجات الحرية.
 - ■ليس له شكل محدد ولكن يعتمد شكله على درجات الحرية.

$$\chi^2 = \sum_{\sigma^2} \frac{(\mathbf{Xr} - \mu)^2}{\sigma^2}$$

X : المشاهدة على المتغير التابع.

μ : وسط المحتمع الإحصائي على المتغير التابع.

 σ^2 : التباين في المشاهدات للمجتمع على المتغير التابع.

مسئال-6) استخرج قيمة χ^2 التي تحصر 0.05 من المساحة في الذيل الموجب عندما تكون درجات الحرية = 19

19 الحسل: مسن جدول χ^2 نبحث عن تقاطع 0.05 من المساحة مع درجات الحرية χ^2 فنحد قيمة $\chi^2=30.14$

استخدام توزيع χ^2 في اختبار الفرضيات حول التباين

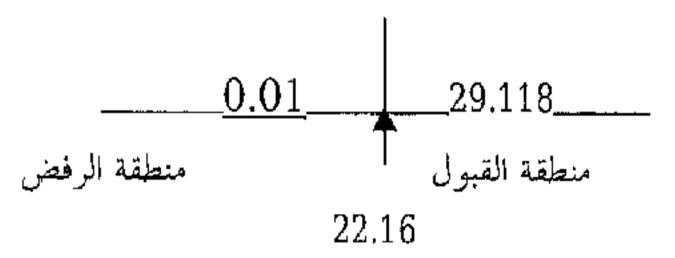
$$\chi^{2} = \frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}}$$

S: التقدير غير المتحيز للانحراف المعياري n: عدد المشاهدات.

 $\gamma=n-1$ الانحراف المعياري للمحتمع الاحصائي. σ

مسئال6-2) إذا كان الانحراف المعياري في أطوال الرجال في مجتمع معين الذين تتراوح أعمارهم بسين 20-25 سسنة يساوي 2.5 إنش، ويراد معرفة فيما لو كان هذا الانحراف المعياري هو نفسه للنساء من نفس العمر، فتم اختيار 41 إمرأه ممن تتراوح أعمارهن بين 20-25 سنه وجرى قياس أطوالهن فكان الانحراف المعياري لهن 2.133 إنش.

استخدم هذه البيانات في فحص ادعاء الباحث بأن التباين في اطوال النساء يقل عما هو الحال عند الرجال من نفس العمر استخدم مستوى الدلالة 0.01 lpha=0.01



الحل:

H0:
$$\sigma^2 = (2.5)^2 = 6.25$$

H1: $\sigma^2 < 6.25$

بحث في جدول χ^2 تحت عمود 0.99 ودرجات $\alpha=0.01$ بحث في جدول χ^2 تحت عمود $\alpha=0.01$ ودرجات حرية 41-1=40 بحد ان القيمة الحرجة $\alpha=22.16$

القيمة المحسوبة

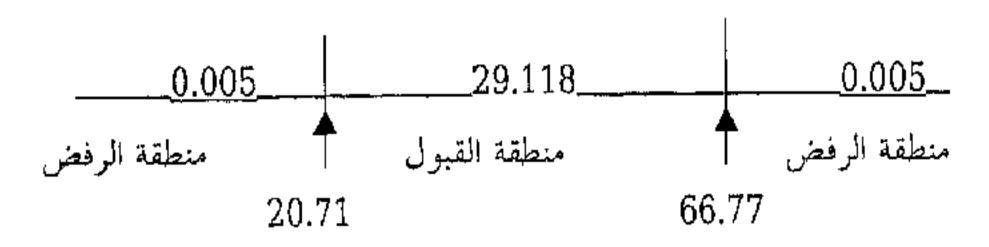
$$\chi^{2} = \frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}} = \frac{(41-1)(2.133)^{2}}{6.25}$$

النتيجة:

بمسا ان القيمة المحسوبة 29.118 أكبر من القيمة الحرجة = 22.16 لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية، لأن منطقة الرفض للفرضية الصفرية في الجهة اليسرى.

للذلك لا يسوجد ما يكفي لتدعيم فرضية الباحث بأن التباين في اطوال النساء ذوات الاعمل من نفس العمر على مستوى الاعمل من نفس العمر على مستوى مستوى مدلة $\alpha=0.01$

دعنا نفرض أن الفرضية البديلة كانت غير متجهة



H0: $\sigma^2 = (2.5)^2 = 6.25$ H1: $\sigma^2 \neq 6.25$

بما ان الفرضية البديلة غير متحهة تكون منطقة الرفض على الذيلين كما يلي χ^2 40 .0.995 = 20.71 والقيم الحرجة لمنطقة القبول χ^2 40 .0.005 = 66.77 والقيمة المحسوبة

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{(41-1)(2.133)^2}{6.25}$$

.عما ان القيمة المحسوبة 29.118 تقع ضمن منطقة قبول الفرضية الصفرية لا نستطيع رفض الفرضية الصفرية.

للناف لا يسوحد ما يكفي لتدعيم فرضية الباحث بأن التباين في اطوال النساء ذوات الاعمار 20 على مستوى الدلالة على مستوى الدلالة $\alpha=0.01$

فترة الثقة للتباين: فترة الثقة 0.95% تكتب

$$0.95 = \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{(n-1,0.975)}} \ge \sigma^2 \ge \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{(n-1,0.025)}}$$

تعني أن الاحتمال = 0.95 بأن تقع القيمة الصحيحة أو الحقيقية للتباين بين الحدين

. کحد أعلى ،
$$\frac{(n-1)S^2}{(n-1,0.025)}$$
 كحد أدنى $\chi^2_{(n-1,0.025)}$

مثال6-3: افرض ان عينة من 25 شخصاً تم احتيارهم بشكل عشوائي من مجتمع يتخذ شكل التوزيع الطبيعي في الخاصية تحت الدراسة. وعند حساب التباين غير المتحيز لتلك الخاصية في أفسراد العيسنة، وحسد أنه =16 ،كون فترة الثقة 95% للتباين في هذه الخاصية في المجتمع الإحصائي.

الحل:

$$\chi^2$$
(24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بنحد أن χ^2 (24,0.975) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى جدول χ^2 (24,0.025) بالرجوع إلى با

توزيع ف

يستخدم لاختبار تساوي التباين في مجمتمعين احصائيين

$$F = \frac{\chi^2 \gamma_1/\gamma_2}{\chi^2 \gamma_2/\gamma_1}$$

ف مستغیر عشوائی یتکون من النسبة لقیمتین مستقلتین من قیم χ^2 کل منهما مقسومة علی درجة حریتها.

2-6 اختــبار فرضــية تــتعلق بتــسـاوي التــباين لمجتمعــين مستقلين. Testing Hypothesis about Two Independent Variances

$$H0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$F = \underline{S}_1^2$$

 S^2_2

 $\gamma_1 = n_1 - 1$ در جات الحرية للبسط الحرية المبسط

 $\gamma_2 = n_2 - 1$ در جات الحرية للمقام

يمكن استخدام اختبار F بذيل أو بذيلين.

الفرضيية متحهة: إذا استخدم بذيل واحد تكون القيم الحرجة للرفض أو القبول مباشرة في جدول F.

الفرضية غير متجهة: يجب أن نقسم $\alpha/2$ ونستخرج قيمتين حرجتين من قيم F هما: $F(\gamma_1,\gamma_2,\ \alpha)$ كحد أدبى $\gamma_1,\gamma_2,\ \alpha$

 $F(\gamma_1,\gamma_2,1-rac{lpha}{2})$ الحد الأعلى ويستخرج مباشرة من الجدول

$$\frac{1}{1+1}$$
 = $F(\gamma_1,\gamma_2, \alpha)$ = $F(\gamma_2,\gamma_1,1-\alpha)$ = $F(\gamma_2,\gamma_1,1-\alpha)$

مثال 6-4) اعتقد باحث أن الطلاب الاذكياء يبدعون في التحصيل في حو تنافسي بينما يقل تحصيلهم نسبياً في حو تعاوني وبذلك يزداد التباين في التحصيل اذا تم التدريس في حو تنافسي ولكنه يقل إذا تم تدريسهم في حو تعاوني. ولأختبار هذه الفرضية قام باختبار مجموعتين بسكل عسشوائي درست الأولى في حو تنافسي والثانية في حو تعاوني. وعند انتهاء التحربة استخرج الانحراف غير المتحيز لهاتين المجموعتين فكان لمجموعة الجو التنافسي 6.4=11 ولمجموعة الثانية المجموعة الثانية التعاوني 3.9=22 فإذا كان عدد أفراد المجموعة الاولى 17=11 وعدد أفراد المجموعة الثانية المحموعة الماست صحة إدعاء الباحث؟

واذا كان ادعاؤه هو ان اختلاف الجو التدريسي لا يؤثر على التباين في التحصيل، فهل تدعم هذه البيانات صحة مثل هذا الادعاء؟ استخدم في الحالتين α=0.05

في حالة الفرضية متجهة:

H0:
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

H1: $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$

بما ان البيانات مستقلة إذا الاختبار المناسب هو F

$$\gamma_1 = n_1 - 1$$
 درجات الحرية للبسط $= 17 - 1 = 16$ $= 17 - 1 = 14$ درجات الحرية للمقام $= 15 - 1 = 14$ درجات الحرية للمقام $= 15 - 1 = 14$ نستخرج قيمة المحتبر الإحصائي $= \frac{S^2}{S^2} = \frac{(6.4)^2}{(3.9)^2}$

القيمة الحرجة F هي F (16,14,0.95) = 2.44

F=2.44 على القيمة الحسوبة (F=2.69) اكبر من القيمة الحرجة (F=2.69) على القيمة الحرجة (F=2.69) المرفض الفرضية الصفرية ونستنتج أن تدريس الطلاب في حو تنافسي يؤدي الى جعل التسباين في علاماتهم أعلى وبدلالة احصائية غير مستوى P=1.00 عما هي عليه الحال في الجو التعاوين.

في حالة الفرضية غير متجهة:

$$H0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 $H1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$ (F=2.69) القيمة المحسوبة

$$F = \frac{S^2_1}{1} = \frac{(6.4)^2}{(6.4)^2} = 2.69$$
 $S^2_2 = (3.9)^2$ $F = \frac{S^2_1}{1} = \frac{(6.4)^2}{(3.9)^2} = 0.37$ $F = \frac{S^2_2}{1} = \frac{(3.9)^2}{(6.4)^2} = 0.37$

القيمتين الحرجتين للمختبر الاحصائي F وهما:

 $F(\gamma_1,\gamma_2,1-\underline{\alpha})=F_{(16,14,0.975)}=2.95$ الحد الأعلى يستخرج مباشرة من الجدول

الحد الأدنى يستخرج من العلاقة
$$\frac{1}{F(\gamma_2,\gamma_1,1-\underline{\alpha})} = F(\gamma_1,\gamma_2,\ \underline{\alpha}) = F_{(16,14,0,025)} = 1/F_{(14,16,0.975)} = 1/2.75 = 0.36$$

. عما أن القسيمة المحسوبة ل F هي: 0.37 و 2.6 تقع ضمن منطقة القبول بين الحدين 2.95 و 0.36 ولذلك نقبل الفرضية الصفرية ونستنتج أن تدريس الطلاب في جو تنافسي لا يؤدي الى جعل الاختلاف في التباين في علاماتهم عن التباين في علامات الذين يدرسون في جو تعاوني ذا دلالة احصائية.

3-6 اختـبار فرضـية تـتعلق بتـساوي التباين لمجتمعين غير مستقلين. Testing Hypothesis about Two Dependent Variances

H0:
$$\sigma^2_1 = \sigma^2_2$$

$$\gamma = n - 2 \qquad \text{in } -2$$

$$T = \frac{S_1^2 - S_2^2}{\sqrt{\frac{4S_1^2 - S_2^2}{n - 2}} * (1 - r^2)}$$

 S^2_1 : التباين غير المتحيز للعينة الأولى.

 S^2_2 : التباين غير المتحيز للعينة الثانية.

n : عدد أزواج المشاهدات.

r : معامل الارتباط بين المشاهدات في العينة الأولى والمشاهدات في العينة الثانية.

معال 6-6: اعستقد باحث أن التجانس في الأداء على مقياس للاتجاهات نحو المدرسة يسزداد مع تقدم الطالب في المستوى التعليمي. ويمعنى آخر يقل التباين كلما ارتفع الطالب من مستوى تعليمي لآخر، وللتحقق من صحة هذا الادعاء أجرى اختبارا للاتجاهات على عينة من الطلاب من مستوى الثالث الاعدادي ثم أعاد إجراء الاختبار على نفس العينة وهم في مستوى الثالث الثانوي. وقد كان عدد الذين اخذوا الاختبار في المرتين يساوي 74 طالباً. وكان التباين في العلامات في الاحسراء الأول $S^2_1=105$ وفي الاحراء الثاني أصبح التباين $S^2_2=82$ ، أما معامل الارتباط بين علامات الطلاب في الاحراثين فكان $S^2_1=105$ هل تدعم هذه البيانات صحة إدعاء الباحث؟ استخدم $S^2_1=105$

الحل:

H0:
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

H1: $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$

 σ^{2}_{1} : التباين في الثالث الإعدادي.

التباين في الثالث الثانوي. σ^2_2

القيمة المحسوبة للمختبر الاحصائي T

$$T = \underbrace{\frac{S_{1}^{2} - S_{2}^{2}}{4 S_{1}^{2} S_{2}^{2} * (1 - r^{2})}}_{\sqrt{n-2}}$$

$$T = \underbrace{\frac{105.82}{4*105*82*(1-0.8^2)}}_{\sqrt{74-2}} = 1.752$$

 $T_{\gamma,1-lpha}$ القيمة الحرجة

$$\gamma = 74 - 2 = 72$$
 درجات الحرية

One Tail الاختبار بذيل واحد

 $\alpha = 0.05$ and $\alpha = 0.05$

$$T_{\gamma,1-\alpha} = T_{72,1-0.05} = T_{72,0.95} = 1.671$$

النتيجة:

بما أن القيمة المحسوبة للمختبر الاحصائيT (1.752) أكبر من القيمة الحرجة (1.671) نرفض الفرضية الصفرية على مستوى $\alpha = 0.05$ ، ونستنتج أن البيانات تدل على أن التباين في إتجاهات الطلاب نحو المدرسة يقل مع ارتفاع مستواهم التعليمي.

4-6 تماریسن Exercise.

تمرين (1) : ضع رمز الإجابة (نعم أو لا) في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
								•		الإجابة

1- يمكسن إهمسال افتسراض تجسانس التباين في اختبار T اذا تساوى عدد الأفراد في كل من المجموعتين.

T باستخدام اختبار $H0: \sigma^2=C$ باستخدام اختبار -2

F يتم اختبار الفرضية $\sigma^2_1 = \sigma^2_1 = 0$ مشاهدات مستقلة باستخدام اختبار $\sigma^2_1 = \sigma^2_1$

T مشاهدات غير مستقلة باستخدام اختبار H0: $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$ عير مستقلة باستخدام اختبار -4

5- تصاغ الفرضيات الاحصائية بعد أن يتم جمع البيانات.

6- اختبار التباين بصورة عامة لا تتأثر بعدم الايفاء بافتراضات التوزيع الطبيعي.

F اذا كانـــت الفرضــية البديلة $\sigma^2_1 > \sigma^2_1 > \sigma^2_1$ فإن القيمة الحرجة للاحصائي $\sigma^2_1 > \sigma^2_1$ هي التي يعطيها حدول σ^2_1 مباشرة؟

 $m 9 H0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$ اذا كانت m n1=n2 فلماذا لهتم باختبار الفرضية m -8

تمرين (2) : ضع رمز الإحابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
										الإجابة

ان توزیع χ^2 یتصف بما یلی: -1

أ- توقع التوزيع=درجات الحرية.
 ج- يكون ملتوياً التواء موجباً.

ب- يكون دائماً متماثلاً. د- يكون ملتوياً التواء سالباً.

2- أن توزيع T يتصف بما يلي: ب- يكون دائماً متماثلاً. أ- توقع التوزيع=درجات الحرية. د- يكون ملتوياً التواء سالباً. ج- يكون ملتوياً التواء موجباً. -3ان توزیع F یتصف بما یلی: ب- يكون دائماً متماثلاً. أ- توقع التوزيع=درجات الحرية. د- يكون ملتوياً التواء سالباً. ج- يكون ملتوياً التواء موجباً. $(F_{5,7,0.05})$ هي: -4د- 16.45 7.46 - ب - 3.95 أ-4.88 ج-ان القيمة الحرجة ($\chi^2_{5,0.99}$) هي: -5-ر 0.752 ب - 0.554 - 1 د- 1.610 1.145 -6 ان القيمة الحرجة ($T_{24,0.975}$) هي: 2.064 – \sim 2.069 – \sim 2.060 -1 د - 1.711 -باستخدام اختبار: H_0 : $\sigma^2 = C$ باستخدام اختبار: -7 $\chi^2 - s$ ب- T $H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$ يتم اختبار الفرضية $\sigma^2_1 = \sigma^2_1 = \sigma^2_2$ مشاهدات مستقلة باستخدام اختبار -8 χ^2 -د ب- T

9- عينتان مستقلتان، التباين في المشاهدات في أحد المتغيرات في الأولى =100 وعدد أفرادها= 15 والتباين في المشاهدات في نفس المتغير للعينة الثانية =64 وحجمها = 36، هل يختلف التباين في المجتمعين احصائياً؟

أ- لا، لأن F=1.56 وهي ذات دلالة احصائية.

- نعم، لأن F=1.56 وهي ذات دلالة احصائية.

F=1.56 وهي ليست ذات دلالة احصائية.

د- لا، لأن F=1.56 وهي ليست ذات دلالة احصائية.

10- يمكن إهمال افتراض تجانس التباين في اختبار T اذا :

أ- عدد الأفراد في المجموعة الأولى يساوي عدد الأفراد في المجموعة الثانية
 ب- عدد الأفراد في المجموعة الأولى أكبر من عدد الأفراد في المجموعة الثانية
 ج- عدد الأفراد في المجموعة الأولى أقل من عدد الأفراد في المجموعة الثانية.
 د-- لاشيء مما ذكر.

 χ^2 (كا 2) من التالية ليس من خصائص توزيع كاي تربيع (كا 2) 2 أ- يأخذ قيماً سالبة.

ب- القيمة العظمى للاحتمال فيه (68% من الحالات) تنحصر بين 0 - 1. ج- ملتو التواء موجب، وإن الالتواء يقل بازدياد درجات الحرية. د- ليس له شكل محدد ولكن يعتمد شكله على درجات الحرية.

12 - 12 بتم اختبار الفرضية $\sigma^2_1 = \sigma^2_1 = 12$ مشاهدات غير مستقلة باستخدام اختبار T - 12 T - 12 T - 12

1-0 في توزيع χ^2 إن القيمة العظمى للاحتمال التي تنحصر بين χ^2 هي: 1 - 0 في العظمى للاحتمال التي تنحصر بين χ^2 د- 0.99 أ- 0.34 في العظمى للاحتمال التي تنحصر بين χ^2 هي:

2.13=2.13 الانحراف المعياري للمحتمع = 2.5، وكان الانحراف المعياري للعينة=2.13 وعدد العينة=31 ومستوى الدلالة=0.01=0.01 فإن قيمة χ^2 الحرجة تساوي: 14.953 - 16.306 - 18.493 ا- 20.599 - 16.306

الفضياوالشتابغ

اختبار الفرضيات

حول معاملات الارتباط

Hypotheses Testing Regarding Correlation Coefficients

- 7-1 مقدمة
- 2-7 اختبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.
- 3-7 اختـبار الفرضيات حـول الفـرق بـين معاملـي ارتـباط مستقلين.
- 4-7 اختبار الفرضيات حول معاملي ارتباط للبيانات غيـر المستقلة.
 - 5-7 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
 - 6-7 تماريسن Exercise

ٳڶڣؘڞێڶٷڵڛٞٮٞٳڹۼ

اختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط Hypotheses Testing Regarding Correlation Coefficients

7-1 مقدمة

الارتباط Correlation

إن نظرية الارتباط تظهر قوة العلاقة بين متغيرين مع إمكانية تحديد نوع وقوة العلاقة بين النظواهـر، كالعلاقـة بين مستوى التعليم والأداء، والعلاقة بين معدل الثانوية العامة ومعدل الخامعة، والعلاقة بين المستوى الاقتصادي والتحصيل.

إن الهدف مدن تحليل الارتباط Correlation هو معرفة وجود علاقة بين متغيرين أو X_i Variable عمروعة من المتغيرات المستقلة Independent Variables (X_i) مع المتغير التابع Y_i) مدن عدم وجودها، وهناك عدة مقاييس لتحديد درجة العلاقة والارتباط بين المتغيرات.

- قياس الارتباط Measures of Correlation

1- رسم شكل الانتشار Scatter Plot.

Quantitative Measure القياس الكمي للارتباط -2

معامل الارتباط الخطي البسيط Simple Linear Correlation

أ- معامل ارتباط بيرسون الخطي Person Linear Correlation Coefficient

معامل ارتباط بيرسون يقيس قوة واتحاه العلاقة الخطية فقط بين متغيرين كميين.

$$\frac{(w - w)(w - w)}{2(w - w)} = \frac{2(w - w)}{2(w - w)}$$

$$\mathbf{r}_{\mathbf{x}\mathbf{y}} = \frac{\mathbf{\Sigma} (\mathbf{X} - \overline{\mathbf{X}}) (\mathbf{Y} - \overline{\mathbf{Y}})}{\sqrt{\mathbf{\Sigma} (\mathbf{x} - \overline{\mathbf{x}})^{2} \mathbf{\Sigma} (\mathbf{y} - \overline{\mathbf{y}})^{2}}}$$

$$\mathbf{r}_{xy} = \mathbf{\Sigma} \mathbf{Z}_{\underline{x}} \mathbf{Z}_{\underline{y}}$$
 $\mathbf{r}_{xy} = \mathbf{\Sigma} \mathbf{Z}_{\underline{x}} \mathbf{Z}_{\underline{y}}$

$$\mathbf{r} = \underline{\mathbf{n} (\Sigma \mathbf{x} \mathbf{y}) - (\Sigma \mathbf{x}) (\Sigma \mathbf{y})}$$

$$\sqrt{[\mathbf{n}(\Sigma \mathbf{x}^2) - (\Sigma \mathbf{x})^2]} \sqrt{[\mathbf{n}(\Sigma \mathbf{y}^2) - (\Sigma \mathbf{y})^2]}$$

$$\mathbf{r} = \underline{(\Sigma xy) - n \ \overline{X} \ \overline{Y}}$$

$$[\sqrt{(\Sigma x^2) - n \ \overline{X}^2}] \ [\sqrt{(\Sigma y^2) - n \ \overline{Y}^2}]$$

- * الشروط الواجب توافرها لاستخدام معامل ارتباط بيرسون
 - 1. وجود علاقة خطية بين المتغيرين.
- 2. يجب أن تكون العينة عشوائية وقيم أفراد العينة مستقلة عن بعضها البعض.

* تقييم قيمة معامل الارتباط Correlation Coefficient Evaluation

جدول (24): تقييم قيمة معامل الارتباط حسب تصنيف (Hinkle and Others, 1979)

التفسير	الفئة
منخفض جداً	من 0.00 – أقل من 0.30
منحفض	من 0.30 – أقل من 0.50
متوسط	من 0.50 — أقل من 0.70
عال	من 0.70 – أقل من 0.90
عال جداً	من 0.90 – أقل من 1.00

^{* (}خليل الخليلي) تصنيف (Hinkle and Others, 1979)

ب- معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman Correlation Coefficient

يـــستخدم معامـــل ارتباط سبيرمان ومعامل كندال تاو لقياس قوة الارتباط بين متغيرين ترتيبين Ordinal.

$$\frac{. \quad 2^2 = 6}{(1-\frac{2}{3})}$$
 ان (ن ن $\frac{2}{3}$

$$r = 1 - 6 \Sigma d^2$$
.

حيث: d تعني الفرق بين رتبة X ورتبة Y

ج- معامل ارتباط إيتا Eta η بين متغيرين كل منهما متصل والعلاقة بينهما انحنائية.

د- معامل التوافق (م ت) Contingency Coefficient (CC)

معامل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل، ولكن ليس بالضرورة أن يكون أي منهما منفصلاً ثنائياً، يمكن أن يستخدم عندما تكون عدد الفئات في أحد المتغيرين أو كليهما أثنين أو أكثر، معامل ارتباط بين متغيرين أحدهما أو كلاهما ينقسم إلى أكثر من حالتين، وقد يكون أحد أو كلا المتغيرين وصفية.

هـــ- بايسيريال رتبي (ردر) (Rank Biserial (rb) المسيريال عبي المسيريال المس

معامـــل ارتباط بين متغيرين أحد هذين المتغيرين ثنائي منفصل والآخر متغير رتبي. مثل علاقة نحاح أو فشل الطالب في دراسته والمستوى الاقتصادي لولي الأمر.

و -- تتراشورك (رت ن) Tetrachoric (rt)

معامل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل بالتحويل.

: Coefficient of Association (rA) ز- معامل الاقتران

يــستخدم عــندما تكــون بــيانات كلا المتغيرين X, Y أو أحدهما غير قابلة للترتيب التصاعدي أو التنازلي، وكان عدد الحالات التي فيها كل من المتغيرين هي حالتين فقط.

Biserial (r_b) (رب) ارتباط بایسیریال ارتباط عامل ارتباط بایسیریال

معامــــل ارتباط بين متغيرين أحد هذين المتغيرين يقع على مقياس فئوي أو مقياس نسبي والآخر متغير ثنائي منفصل ولكن بصورة غير طبيعية.

Point Biserial (r_{pb}) (ردد) ارتباط بوینت بایسیریال (c_{cs})

معامـــل ارتباط بين متغيرين بحيث يكون أحد المتغيرين منفصلاً ثنائياً بصورة طبيعية مثل معنير الجنس والمتغير الثاني يقع على مقياس فئوي Interval أو مقياس نسبي Ratio مثل متغير الذكاء.

$r_{pb} = [(Y'_2 - Y'_1)/S_y] (\sqrt{pq})$

Phi (Φ) والمال ارتباط فاي (Φ

معامـــل ارتباط بين متغيرين كل منهما منفصل ثنائي بصورة طبيعية Dichotomous، ويقع هذين المتغيرين على مقياس اسمى (Nominal).

 Φ) بالمعادلة التالية: Φ

$$\Phi = \frac{Pl_{xy} - Pl_{x} Pl_{y}}{\sqrt{Pl_{x} Pl_{x} Pl_{y} Pl_{y} Pl_{y}}}$$

Plxy : نسبة الأفراد أصحاب العلامة 1 على المتغيرين.

 $_{
m x}$: نسبة الأفراد أصحاب العلامة $_{
m l}$ على المتغير $_{
m x}$

 ${
m P1}_{
m y}$: نسبة الأفراد أصحاب العلامة ${
m 1}$ على المتغير ${
m P1}_{
m y}$

 \mathbf{x} : نسبة الأفراد أصحاب العلامة 0 على المتغير \mathbf{x} :

بكوراد أصحاب العلامة 0 على المتغير ${
m PO_y}$.

معامل التحديد Determinant Coefficient التباين المفسر أو المشترك ت

* أراد احسد الباحثين أن يدرس العلاقة بين الذكاء C ، والابتكار IQ فحسب معامل $r_{iq,c}$ ، والابتكار IQ فكان يساوي C ارتباط بيرسون بين أداء الطلاب على اختبار للذكاء C واختبار للابتكار C فكان يساوي $r^2 = r * r : = 0.7$

2-7 اختبار الفرضية حول معامل ارتباط واحد.

لمعرفة ما اذا كانت معاملات الارتباط التي نستخرجها بين متغيراتنا ذات دلالة احصائية ام لا.

ما المقصودُ بعبارة "ان معامل الارتباط بين متغيرين كان ذا دلالة احصائية"؟

 H_0 : ho=0 في المعاينة لمعامل الارتباط بيرسون r في اختبار الفرضية الصفرية r يستخدم توزيع المعاينة لمعامل الارتباط بيرسون r في اختبار الفرضية r بدرجات حرية r r محيث r هي حجم العينة.

$$T = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}}$$

 H_0 : $\rho = 0$ H_1 : $\rho \neq 0$

$$T = \frac{0.4}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}} = \frac{0.4}{\sqrt{\frac{1-0.4^2}{30-2}}} = \frac{0.4}{\sqrt{\frac{0.84}{28}}} = \frac{0.4}{0.1732} = 2.31$$

 $T_{28,0.975} = 2.048$ القيمة الحرجة

النتيجة: نرفض الفرضية الصفرية لأن القيمة الحرجة للمحتبر الإحصائي 2.048 أقل من القيمة المحسوبة 2.31، ونقول أن معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي الاحتماعي والتحصيل القيمة المحسوبة 2.31 ونقول أن معامل الارتباط بين المستوى الاقتصادي الاحتماعي والتحصيل 0.4 كان ذا دلالة إحصائية، أي يختلف جوهرياً عن الصفر؟ يمكن تحديد القيمة الحرجة لمعامل الارتباط الذي نرفض أو نقبل الفرضية الصفرية وهي:

$$r_c = \frac{T}{\sqrt{T^2 + \gamma}},$$

$$\gamma = n - 2$$

القيمة الحرجة للرفض أو القبول حسب درجات الحرية ومستوى الدلالة T استخدام جداول r_c مباشرة دون الحاجة لحساب T

عــندما 0.4=1 يـــدل على ارتباط ذي دلالة احصائية على مستوى 0.05=α والقيمة الحرجة في الجدول هي 0.374

3-7 اختبار الفرضيات حول الفرق بين معاملي ارتباط مستقلين. Hypotheses Testing Regarding the Difference between two independent Correlation Coefficients

$$H_0$$
: $\rho_1 = \rho_2$

نستخدم اختبار Z بعد الاستعانة بعلامات فشر المعيارية.

$$Z = \frac{F_1 - F_2}{\sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}}.$$

حيث:

n₁ : حجم العينة الأولى.

F1: علامة فشر المقابلة لمعامل الارتباط في العينة الأولى.

n2 : حجم العينة الثانية.

F2: علامة فشر المقابلة لمعامل الارتباط في العينة الثانية.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2$$

 $H_1: \rho_1 > \rho_2$

حيث:

ρι : معامل الارتباط بين القدرة القرائية والتحصيل في مجتمع الذكور.

ρ2 : معامل الارتباط بين القدرة القرائية والتحصيل في مجتمع الاناث.

$$Z = F_1 - F_2$$
 = $0.867 - 1.099$ = -1.06
 $\sqrt{\frac{1}{n_1-3}} + \frac{1}{n_2-3} \sqrt{\frac{1}{40-3}} + \frac{1}{50-3}$

النتيجة:

القيمة الحسرجة للمختبر الاحصائي Z على مستوى α=0.05 تساوي -1.64 ومن الواضح أن القيمة المحسوبة للمختبر الاحصائي واقعة في منطقة قبول الفرضية الصفرية على هذا المستوى وبذلك نقبل الفرضية الصفرية، ونستدل على أن البيانات المتوفرة لا تدل على أن قوة العلاقة بين القدرة القرائية والتحصيل هي أقل في مجتمع الاناث عما هي عليه في مجتمع الذكور.

4-7 اختبار الفرضيات حـول معاملـي ارتباط للبـيانات غيـر المستقلة. Hypotheses Testing Regarding two dependent Correlation Coefficients

 التحليل الإحصائي

 H_0 : $\rho_{31} = \rho_{32}$ H_1 : $\rho_{31} > \rho_{32}$

1 معامل الارتباط في المحتمع بين المتغير 3 والمتغير 1 والمتغير 1

ρ32 : معامل الارتباط في الجحتمع بين المتغير 3 والمتغير 2

$$T = (r_{31}-r_{32}) \left[\frac{(n-3)(1+r_{12})}{\sqrt{2(1-r_{31}^2-r_{32}^2-r_{12}^2+2r_{31}r_{32}r_{21})}} \right].$$

 $\gamma = n - 3$

حيث:

n: حجم العينة.

r₃₁ : معامل الارتباط بين المتغيرين 3، 1 في العينة.

r₃₂ : معامل الارتباط بين المتغيرين 3، 2 في العينة.

r₁₂ : معامل الارتباط بين المتغيرين 1، 2 في العينة.

مثال 14-3: اعتقد باحث أن التحصيل يرتبط بدرجة أقوى بالقدرة القرائية منه بالقدرة الكتابية في مستوى الابتدائي. ولأجل ذلك طور اختبارين أحدهما يقيس القدرة القرائية والآخر يقيس القدرة الكتابية ثم طبقهما على عينة مؤلفة من 67 طالباً. وفي نهاية الفصل الدراسي سحل معدل هؤلاء في المدرسة كمؤشر للتحصيل. ولدى حساب معاملات الارتباط بين هذه المتغيرات حصل على القيم التالية:

$$r_{32}$$
 معامل الارتباط بين التحصيل والقدرة الكتابية = 0.65

$$r_{12}$$
 معامل الارتباط بين القدرة القرائية والقدرة الكتابية = 0.5

فهل تدل البيانات على صحة ادعاء الباحث؟

المتغير المشترك 3 هو التحصيل، المتغير 1 القدرة القرائية، المتغير 2 القدرة الكتابية.

$$H_0$$
: $\rho_{31} = \rho_{32}$

$$H_1: \rho_{31} > \rho_{32}$$

$$T = (r_{31}-r_{32}) \int \frac{(n-3)(1+r_{12})}{\sqrt{2(1-r_{31}^2-r_{32}^2-r_{12}^2+2r_{31}r_{32}r_{21})}}$$

$$T = (0.8-0.65) \int \frac{(67-3)(1+0.5)}{\sqrt{2(1-(0.8)^2-(0.65)^2-(0.5)^2+2*0.8*0.65*0.5)}} = 2.28$$

$$\gamma = n - 3 = 67 - 3 = 64$$

 $T_{64,0.95} = 1.67$

نرفض الفرضية الصفرية على مستوى P<0.05 ونستنتج أن البيانات لا تدل على عكس ما يدعيه الباحث. اذا كان معامل الارتباط بين التحصيل والقدرة القرائية أعلى منه بين التحصيل والقدرة الكتابية.

الأساليب الإحصائية المناسبة لدراسة العلاقة وفقا لعدد المتغيرات.

العلاقة بين متغيرين مع ضبط الثالث	العلاقة بين مجموعة من المتغيرات المستقلة ومجموعة من المتغيرات التابعة	مجموعة من المتغيرات المستقلة ومتغير تابع واحد	أساليب دراسة العلاقة بين متغيرين
Partial Correlation Part correlation	Canonical Correlation	Multiple Linear regression Discriminate Function	Person's Correlation Rank- Correlation Sperman Rho Kendall's tau Biserial Correlation Widespread Biserial Correlation Point-Biserial Correlation Tetrachoric Correlation Phi Coefficient Contingency Coefficient Correlation ratio

أساليب حساب العلاقة المناسبة وفقا لمستوى القياس للمتغيرين:

المقاييس المناسبة	المتغير الثابي	المتغير الأول
Pearson product Moment Correlation r.) معامل بیرسون		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
Coefficient —حاصل ضرب العزوم- (إذا كانت العلاقة محطية).	فتوي أو	
نــسبة الارتــباط Correlation Ratio (معامل ايتا) إذا كانت	نسبي	فتري أو نسيي
العلاقة غير خطية)		

معامـــل ســـبيرمان لارتـــباط الــرتب Spearman's Rank		
Correlation Coeficient إذا كان المطلوب قياس الاقتران ووزن		
الرتب بميزان فتري.		
معامل كاندل تسو لارتسباط السرتب Kedall's Tau Rank	رتبي	رتبي
Coefficient (لقياس الاقتران مع عدم وزن الرتب بميزان فتري).		
معامـــل الاقتـــران لجـــودمان وكروســكال Gooddman and		
Kruskal's Coefficient of Ordinal Association		
معامل التنبؤ المتماثل لجمتان	·····	
معامل فاي ، معامل الاقتران ليول، معامل التجمع ليول (عندما يشمل		
كل متغير على قسمين).		
معامل الاقتران لبيرسون.		
معامـــل الـــتوافق –التـــصاحب- Contingency عندما يكون أحد	اسمي	اسمي
المنغيرين أو كليهما متعدد الفثات.		
معامل تتراشورك Tetrachoric Coefficient : يستخدم إذا كان		
مستوى القياس في المتغيرين متصلة ثم حولت إلى اسمية.		
معامـــل وليكوكسون للاقتران (إذا لم يكن هناك تمييز بين المتغير المستقل		
والتابع) .		
معامـــل وليكوكـــسون لإشارات الرتب إذا كان هناك تمييز بين المتغير		
المسستقل والتابع. (هناك معامل خاص عندما يتكون المتغير الاسمي من	رتپي	اسمي
قسمين، و أخر عندما يتكون المتغير الاسمي من اكثر من قسمين).		
رتب بايسيريال Rank Biserial.		
نسبة الارتباط (مع افتراض التوزيع الاعتدالي للبيانات، وان يكون المتغير	······································	
التابع هو المتغير الفتري.		
. Point Biserial Correlation بوينت بايسيريال	فئوي أو	
بايسيربال Biserial Correlation رعندما يكون المتغير الاسمي	نسبي	اسمي
أصلا متصلا ولكنه حول إلى اسمي كتحويل درجة مفهوم ذات سالب و		
موجب والتعامل معها كمتغير اسمي أو ثنائي		
معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسبن Jaspen Coefficient of		
Multi-serial Correlation (شرط اعتبار المتغير الرتبي متغير متصل	فدوي أو	_
يأخذ التوزيع الاعتدالي).	نسبي	رټي
معامل الارتباط الثنائي المتسلسل Biserial Correlation		1
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		

معامل فاي . معامل الارتباط الثنائي المتسلسل(عندما يكون المتغير الثنائي غير حقيقي	فئوي أو	ثنائی (0–1)	
ويكون المطلوب تقدير معامل الارتباط كما لو كان المتغير متصلا).	نسبي	التي (1-0) Dichotomous	
معامل ارتباط بيرسون (عندما يكون المتغير الثنائي متغيرا حقيقيا).			
معامل الارتباط الثنائي المتسلسل Point Biserial Coefficient			
Correlation (عندما يكون المتغير الثنائي غير حقيقي ويكون			
المطلوب تقدير معامل الارتباط كما لو كان المتغير متصلا).			
معامل الارتباط الرباعي الحقيقي (فاي) Fourfold Phi	النائي	ثنائي	
Correlation (الثنائية غير حقيقية واعتبارها متصلا).	کې	۔ ي	
معامل الارتباط الرباعي Tetrachonic Correlation.			
معامل ارتباط بيرسون (عندما يكون المتغير الثنائي متغيرا حقيقيا).			
الإنحدار الخطي رعند التميز بيم المتغير المستقل والتابع، العلاقة خطية،			
الهدف التنبق.			
الانحدار المنحني (عند التمييز بين المتغير التابع والمستقل، العلاقة غير	ئەر سى ئەر سى		
خطية، الهدف التنبق.	فئو ي	فئوي	
نسبة الارتباط (عندما لا يكون هناك تمييز بين المتغير المستقل والتابع،			
علاقة غير خطية، ليس الاقتران هدفا للقياس.			

7-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مثال 9: إذا كان غرض الباحث هو حساب معامل الارتباط بين جنس المفحوص (sex) ونسوع الإجابسة عن سؤال من بديلين (Agreement) لمجموعة من 10 طلاب من الجنسين، وكانت الإجابات كما يلي:

	st_no	sex	agrement
55 °5 (1 :	1	1	1
	2	1	1
3.	3	1	0
4	4	D	1
. 5	5	0	0
	б	1	0
7	7	1	1
8	8	1	1
9	9	0	0
10	10	ອັ	Q Q

Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs...

	The state of the s	E) IC
Marine and the second		Parade
to describe the state of the st	. Carla como va li va il t	Figure 1914
الأرمانا فالمرابع الأرق	A WASHINGTON OF THE PROPERTY O	Winds (See)
house services	# 	¢ Sest pa
A Variable of the Control	Marie Commence and Commence of the American State of the Commence of the Comme	and the state of t
Attack of a District South Control		Paragone 200
*	· \$	
r Lin Born	The first of the second of the	
	La company of the second	Swimment of a common of the co

ضع متغير sex في نافذة :Row(s) وضع متغير agreement في نافذة :Row(s) ثم اضغط زر Statistics تظهر الشاشة أدناه:

Chit-sugue			Carrier Bulling 182		Caplaca
	enisy anglik Carpolika	A second of the second	Cristians in the Constitution of the Constitut		Carocad Madp
*** £.mhdi	11 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1		Material of Anna	(C	ATTENTION OF THE PROPERTY OF T
Topolonial la Edm	e distribute		Koppus Tiisk		
Tooley Constitution	a sici di Marib	ini-teonesia	in Charles on the		

نخستار Phi and Cramer's V ثم نسطخط زر Continue ثم زر Ok فتظهر شاشة المخرجات أدناه:

Саке Втосежью у Зиниму

TO A CLEAN OF THE CONTRACT OF			Cas			i
	Val	ltd	Miss 6	វពន្ធ	Tür	al
	8 4 2 4	Percand	13	Percent	[4]	Petteni
Sex * AGHEMENT	10	1000%	Ş	.0%	40	100.0%

Symmetric Meanings

		Value	Approx Sig.
Norninal by	Fhi	.408	197
Mornimai	Cramien's V	.408	.487
NotValid Cases		 10	

- a. Not essuming the null hypothesis:
- to the ingrine asymptotic etandiard enter assuming me multihypothesis

الفصل السابع: اختبار الفرضيات حول معاملات الارتباط

التعليق: يشير معامل الارتباط إلى وحود علاقة ايجابية بين جنس الطالب ونوع الإجابة، حسيت تفسر أن الطلاب الذكور يميلون إلى الموافقة نحو فكرة معينة بينما تميل الإناث إلى عدم الموافقة.

مثالy إذا علمت أن علامة طالب في مادة الإحصاء Stat هي x وعلامته في مادة الرياضيات Math هي y . فهل تعتقد بوجود علاقة بين العلامتين؟

$$X = 5, 4, 2, 1$$

 $Y = 7, 6, 3, 4$

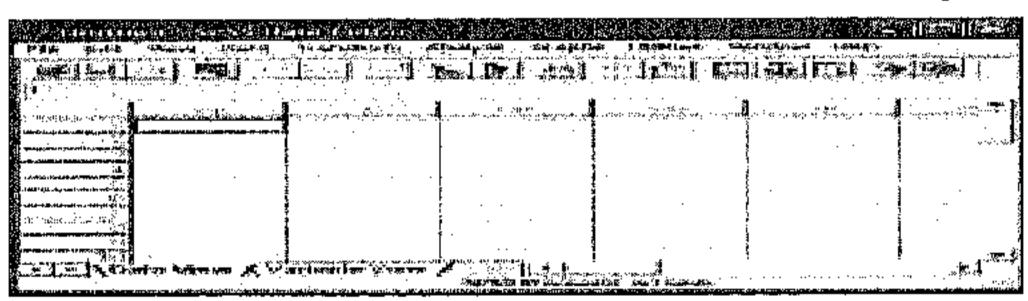
1- هل تعتقد بوحود علاقة بين العلامتين؟ ولماذا؟

2- احسب معامل ارتباط بيرسون بين هذين المتغيرين؟

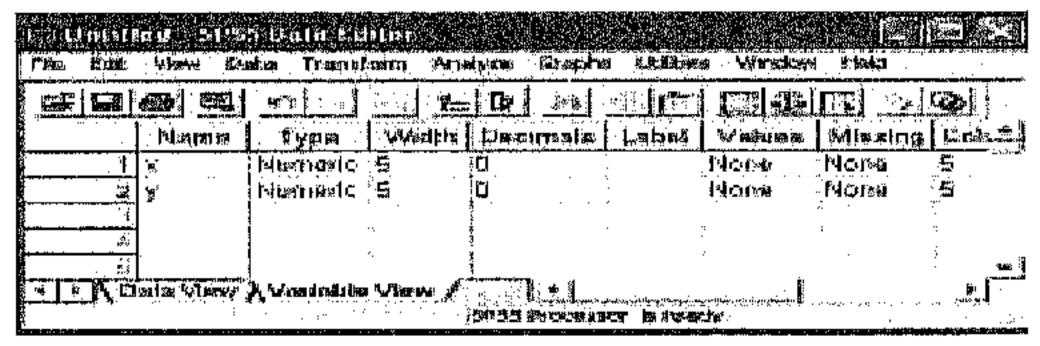
3- احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين هذين المتغيرين؟

Start- Programs-SPSS for Windows-SPSS10.0 for Windows-Type in data- Ok

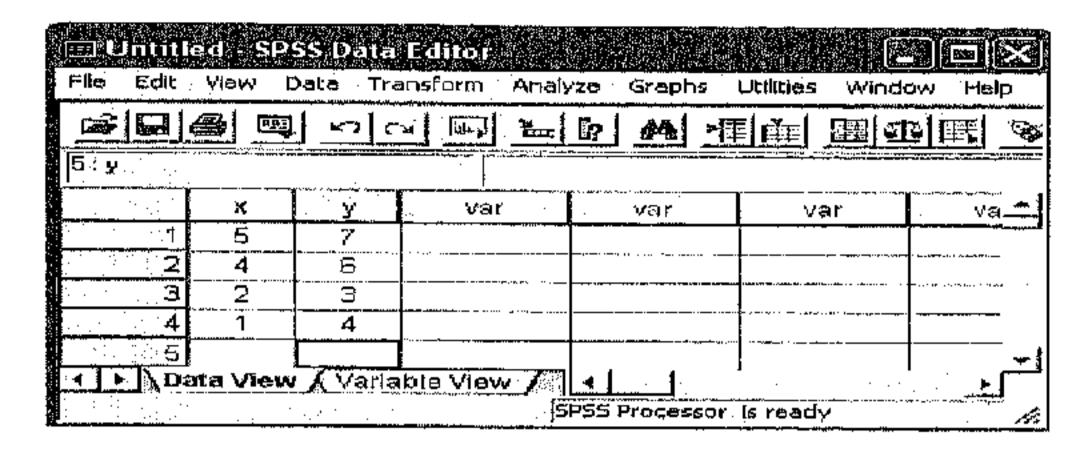
تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:



الخطوات المتبعه لتعريف المتغيرات: لنفرض أننا نريد تعريف المتغيرين x ، x الخطوات المتبعه لتعريف المتغيرين v ، x القر على الحالة فتظهر الشاشة أدناه



إدخال البيانات Data Input

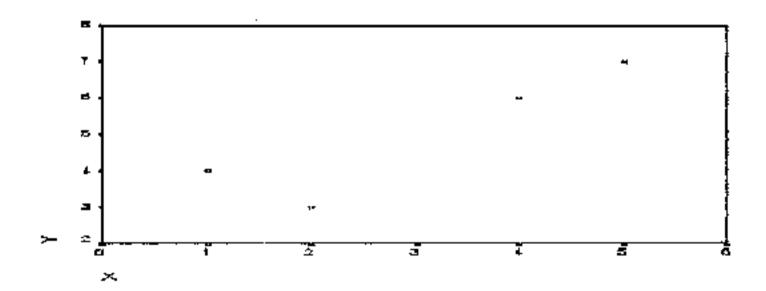


1- هل تعتقد بوجود علاقة بين العلامتين؟ ولماذا؟ للإجابة على هذا السؤال نقوم برسم شكل الانتشار

Graphs - Scatter... - Simple - Define

tan at tanan kan at an in 1922 and an	ACCADAGE (A)	The state of the second	COST.
			President
		Label Coapa Dis	
Perropists * Depertur	and the second		

ثم نضغط زر OK فيظهر شكل الانتشار كما هو موضح أدناه:



شكل الانتشار يدل على وجود علاقة طردية

2- احسب معامل ارتباط بيرسون بين هذين المتغيرين؟

3- احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين هذين المتغيرين؟

Analyze — Correlate - Bivariate

Carlabdust

Carlabdus

اختر المتغيرين الكميين x, y وانقلهما الى نافذة :Variables

من Correlation Coefficients اختر Person و Spearman بالنقر على مربعهما انقر زر Ok تظهر شاشة المخرجات أدناه:

Correlations

			×	<u> </u>		Y			
Pes	rson	Correlation	1	.000		.900			
Sig	. (2-ta	iled)	•			.100			
M				4					
Pes	rson	Correlation		.900					
Sig	. (2-ta	iled)		,100					
N			<u>i </u>	4		4			
				×	-	Y			
an's rho	×	Correlation Co	eniclent	1.0	ÖÖ	.80 0			
		8lg. (2-tailed)		•	.	,200			
		N			4	4			
	Y	Correlation Co	efficient	. 9	00	1.000			
		Sig. (2-talled)		.2	aa l				
	Sig N Pes Sig N	Sig. (2-ta N Pearson Sig. (2-ta N	Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N an's rho X Correlation Co Sig. (2-tailed) N Y Correlation Co	Pearson Correlation 1 Sig. (2-tailed) N Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N an's rho X Correlation Coefficient Sig. (2-tailed) N Y Correlation Coefficient	Sig. (2-tailed) N Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N A A A A A A A A A A A A	Pearson Correlation 1.000 Sig. (2-tailed) . N 4 Pearson Correlation .900 Sig. (2-tailed) .100 N 4 an's rho X Correlation Coefficient 1.000 Sig. (2-tailed) . N 4 Y Correlation Coefficient .900			

مثال: حساب معاملات الارتباط الجزئية Partial Correlation

استخدم مفهوم العلاقات مع الآخرين

المتغيرات: العلاقات مع الزملاء Friends، العلاقات مع الطلاب Students، العلاقات مع المدراء Managers، العلاقات العامة General

سؤال الدراسة:

هـــل اعـــضاء هيئة التدريس الذين لديهم علاقات عالية في احد المحالات، يكون لديهم علاقات جيدة في الابعاد الأحرى اذا كان لديهم المستوى نفسه من العلاقات العامة.

* ادخال البيانات Input Data

	ST EN TRIBED MAN
Approximation of the control of the	¥4
	Ø
THE RESIDENCE OF THE PARTY OF T	-₩ :
7 T	tiji.
	· · · · • • • · · · · · • • • • • · · · · · • • • • • • · · · · · •
52 54 Mg Km	
The state of the s	
	世
	" . ^ . <mark> </mark>
	tar.

Analyze – Correlate – Biyariate...

	Wall at bank	A September 19 Sep
	A COLUMN TO A COLU	American de primer a compresa de la compresa del compresa del compresa de la compresa del la compresa de la compresa del la compresa de la co
	mer mer in a service con construction of the service construction of the service	TEX. (2.1 (2.104)
	(is parent	[2] 医自由性
		بطبيع بالمراج والمراج
		N-Kapi Ngida Ana ana ana ana ana ana ana ana ana ana
Partidución Conditabers.	na je povije povije Povije povije povij	
		된 등 기계의 사람들에 함께
in the second and the second in the second in	alta di apula regue de El verdad Novi d'activa l'activa CC di ce di l'activa di un di diccidi con el la Fill di	발표되었다. 반병 스마리아인
The sea that the light profession to state ?		
Program and Sales		

Variables: انقل المتغيرات الى نافذة

انقر مربع الاختيار لمعامل ارتباط Person

انقر زر ...Options ثم انقر مربع اختيار Options ثم انقر مربع

<u> </u>		7.4								6			T)		H	M						**				O C	S.	W. Salah		(1891)	nga				
		5	t en 1	t i ee	x i.e	- 		<u> </u>	70					<u> </u>		<u> </u>		12.	نبنا				······································	::::::::::::::::::::::::::::::::::::::			-, :. 		Г			tir			
. 5 .		:⊤ ;					::			902			1 .		1	d #		i 24	42.							···:		:	L.,	:!			···		. ,
		<u> </u>	a table a			-	I.			. • ' .		.*			• • •					" " ` .	:	ار. دونون	: 26 4 °	i -2s:)	i. Cirate					: :: <u>•</u>	Ç de				•
	1,		 					a.∵ a.∵		;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;;		<u>C.,</u>	<u>::::i</u>					:::- _: ::;		<u>: </u>	· i					بجبيا	_			<i>:</i> :	Н	# 1 F	•		
. .	. 1777 • 1 777	М	II es	æl	-	, .	· æ	l a i	(#=	57 -	نىڭ					: <u>:</u>	-7^				للة له	بتبه	· : · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		 ::	! · · · · ·							: · <u> </u>	············	:\. ;\
	: ! }`	4=	Æ) () () 7-4	c=Da		10	_	2	. =		þ	44 I	سري ا				7 69						::::::::::::::::::::::::::::::::::::::	·		:}∤			 					
			: ' N' ' ;	2000	c),		3 1 20	72.7			••••	£	:: ! ··	11.	J., 19		:.		" · · · """."												71 P.				
	L.					-*/			<u></u>	· <u>''</u> . ·		-1-2-		<u> </u>	-	. : T. 7				<u> </u>	÷÷	<u> </u>													

انقر زر Continue، ثم انقر زر Ok تظهر شاشة المحرجات أدناه:

Correlations

Descriptive Statistics	اللاحصاءات توصفية للمنجرات التي نم إهتيارها :
------------------------	---

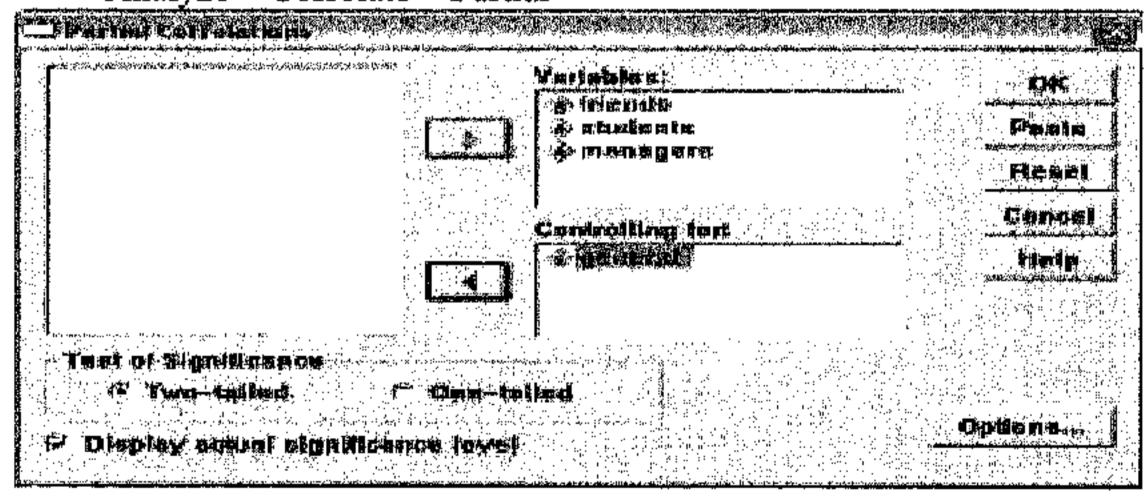
	Mean	Std. Deviation	Z
FRIENDS	5.60	2.066	10
STUDENTS	6.10	1.853	10
MANAGERS	5.90	2,1 32	10
GENERAL	6.50	1.509	10

Corrollations	اللحدان بكار ومتعملة بالألة	سعود الشميعو امت	وسغاها لاقتوان سلطيس
	معبرن ابر مسمعار عنه	Andread - Market	· Deciments his ameliano como

		FRIEND®	STUDENTS	MANAGERB	GEMERAL
FRIENCE	Paarton Constallon	*	. 1 I	1024	. 8 20 7
	Suga (2=4aaleed)		ល្ ប៉ូ	A (B)	((()+4)
	r ₄	άΩ	€២	or or	10
BTUDENTS	Pearson Carrelation	.91.2***	1	.790°*	. 1334°
	89, (34almd)	.060		AD 0346	.000
	N	ĦŨ	2 1	10	1 (3
MONDOCKS	Pearson Constalion	924***	.79¢**	1	.07:0*
	ljදෑ (2~4∞)කය)	000	800	μ :	ŭ13
	М	םוי	1 :5	90	155
ORMENAL	Pearson Constallon	820**	B34**	£73	1
	5kg (243(%))	830%		Mag :	
	M	។ ជ្	16:01	40	10

[&]quot;" Comeation is significant at the COT level (2-saltact).

Analyze - Correlate - Partial



ضيع المستغيرات friends, students, managers في نافذة:Variables وضع المتغير general في نافذة:Controlling for، انقر زر...Options تظهر الشاشة أدناه:

[&]quot; Correlation is algunicant at the 0.05 level (2-tailed).

⊢Stat	listics –				11 (12 P) 12 (13 P)	Continue
Period 400			dard dev	The state of the s		Cancel
			elations			Help
	sing Va xclude	lues cases l	istwise			

انقر مربعي Means and standard deviations و Means and standard deviations انقر زر Continue ، ثم انقر زر Ok تظهر شاشة المحرجات أدناه:

→ Partial Corr

Variable	Nean	Standard Dev	Cases
FRIENDS	5.6000	2.0556	10
STUDENTS	6.1000	1.8529	10
MANAGERS	5.9000	2.1318	10
GENERAL	6.5000	1.5092	10

المتوسطات Mean والانحرافات المعيارية Standard Dev وعدد الأفراد Oses

Terro	Certifica	Note and the latest the latest

	LE TERMO	etucante	remedens	经難能預測真理。
严权不思知争略	3. 在伊斯纳西	- 柳末儿頭	· 1988	(阿亚阿姆
	[超步	ւ -261≱	ય છે!	t 61
	\$ 4 mg/ 16	r= ,000	R= .000	ுனை .⊡⊡ி;
etudents	.6116	<i>1.12</i> 7(3)	#06T,	្សាល់ស្ត
	[t #3t	6 (3 1)	្រូវ មិ
	janu " ingeni	क्षेत्र काल इ	pas , filly	per jagij
現れがあり変数器	. 22 3 3 5	. 7394	1.0000	. 8794
	1 463	\$ +2 k	4 OI	(∰)
	The DOC	pe gan	ு கை 🔒	
GREEN NAS.	. இதன்	. % 1147	, 670 4	1. «ជ្រាប់ជំ
	1 43	1 297	g 1991	1.00
:	Post (LOS)	Estate 1237.	8USB	€ *

(《表面透光的是有形象 ()(D.P.) (B.P.) interpretable and interpretable and

معاملات الارتباط الثنائية Zero-Order Correlations

-- -- PARTIAL CORRELATION COEFFICIENTS --

Controlling for.. GENERAL

	FRIENDS	STUDENTS	MANAGERS
FRIENDS	1.0000	.7127	.8774
	(0)	(7)	(7)
	p= .	P= .031	P= .002
STUDENTS	.7127	1.0000	.6107
	(7)	(0)	(7)
	P= .031	P= .	P= .081
MANAGERS	.8774	.6107	1.0000
	(7)	(7)	(0)
	P= .002	P= .081	$\mathbf{p}=$.

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed

معاملات الارتباط الجزئية Partial Correlations النتيجة:

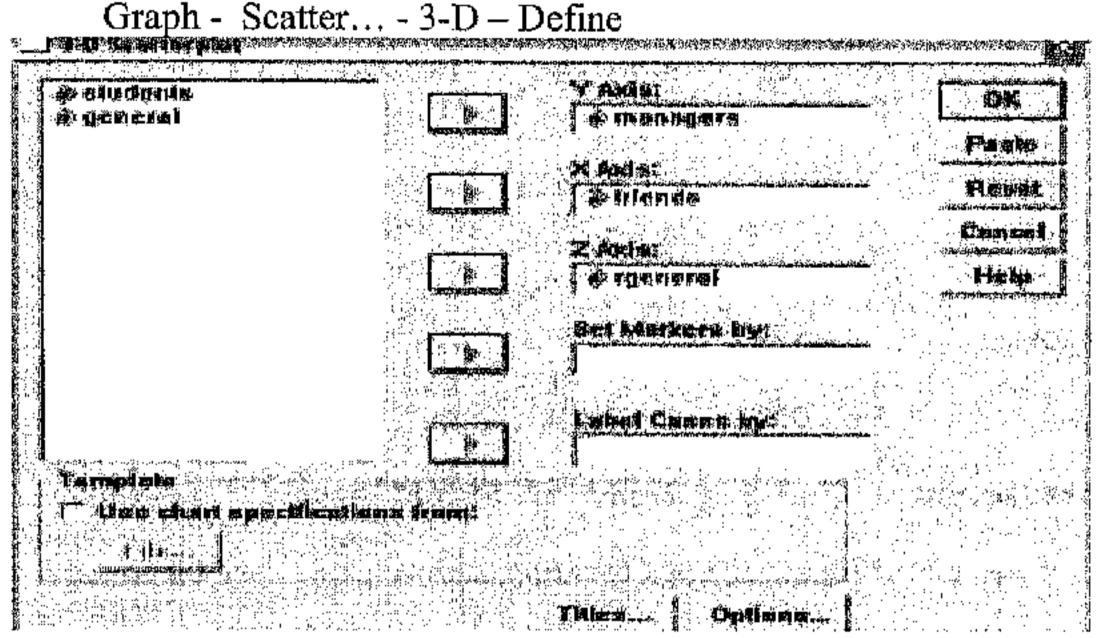
تم حسباب المتوسيطات Mean والانحرافات المعيارية Standard Dev وعدد الأفراد Zero-Order لكيل مستغير مسن المتغيرات، كما حسبت معاملات الارتباط الثنائية Correlations فياذا كانت قيمة مستوى الدلالة اقل من المستوى المقبول 0.05 فإن معامل الارتباط الجزئية Partial الارتباط الجزئية الارتباط الجزئية Correlations فياذا كانت قيمة مستوى الدلالة اقل من المستوى المقبول 0.05 فإن معامل الارتباط الجزئي تكون مقبولة إحصائيا، أما إذا كانت قيمة مستوى الدلالة أكبر من المستوى المقبول 0.05 فإن عدم المستوى المستوى المستوى وجود علاقة بين المتغيرين.

وحتى نقلل من احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة (الخطأ من النوع الأول) يجب تعديل مستوى الدلالة ليصبح 0.05 مقسوماً على عدد معاملات الارتباط المحسوبة (3 في

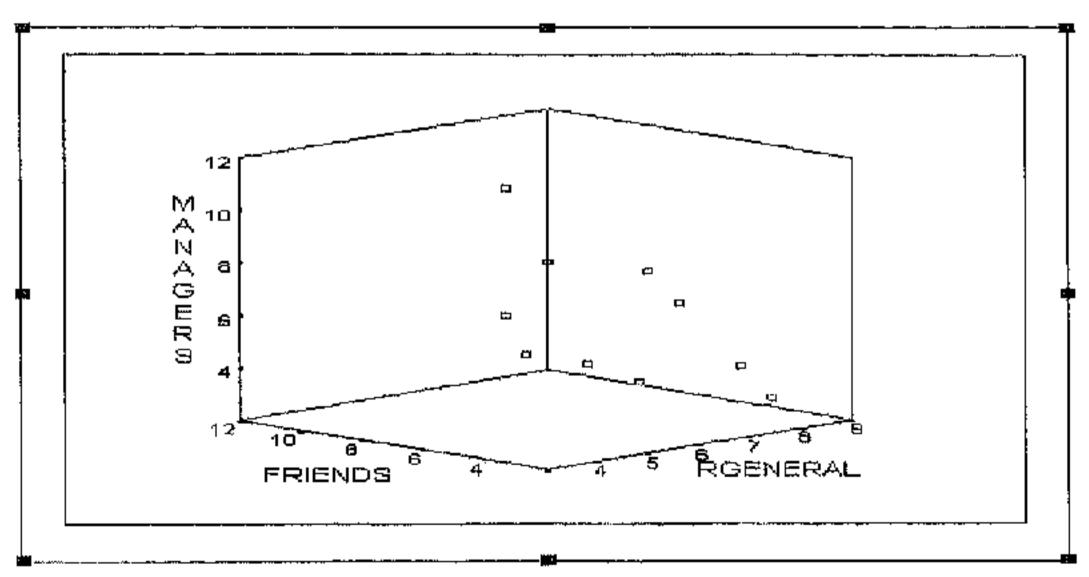
هذا المثال) لتصبح 3/0.05≈0.0167، وباستخدام هذا المعيار فإن معاملات الارتباط الجزئية بين Friends و Manager هو الارتباط الجزئي المقبول إحصائيا من اصل الارتباطات المحسوبة.

استخدام الرسوم البيانية لتوضيح النتائج

لوحة الانتشار ثلاثية الأبعاد 3D-Scatterplot



انقر زر Ok تظهر شاشة المحرجات أدناه:



لوحة الانتشار ثلاثية الأبعاد 3D-Scatterplot

6-7 تماریسن Exercise

س1: ضع رمز الإجابة الصحيحة في الربع المخصص لذلك:

10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة
20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	الرقم
				·-·						الإجابة

m L=2~X-0.2 , عرف المتغيران m X , m Y فكان m -0.65- ، عرف المتغيران m -1M=-3 X+0.3 فإن معامل الارتباط الجديد بين L, M فو:

$$0.65$$
 -> $(0.65$ -) -- $(0.85$ -) -- (0.35-) -- أ

$$(0.35-)$$
 -1

 $\Sigma(y-y')^2 = 81$ و کان $\Sigma(x-x')^2 = 36$ ، و کان $\Sigma(x-x')^2 = 27$ ، و کان -2

 $\mathbf{r}_{xv} = \mathbf{r}_{xv} = \mathbf{r}_{xv}$ فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي

$$(27-)$$
 -- $(27-)$ -1 $(27-)$ -1 $(27-)$ -1 $(27-)$ -1 $(27-)$ -1

3- احدى القيم التالية يمثل معامل ارتباط سلبي عال جداً:

$$(0.98-)$$
 -- (0) ب- (0.7-) -أ

$$(0.7-)$$
 -1

4 إذا كانت قيم X كلها 5,5,5,5,5,5,... وقيم Y كلها -3،-3،-3،... فإن معامل ارتباط سبيرمان=

5- إذا أردنـــا قـــياس قـــوة العلاقة واتجاهها بين متغيرين دون البحث في العلاقة السببية فإن الاسلوب الإحصائي المناسب هو:

أ- تحليل الارتباط ب- تحليل الانحدار ج- التوقع الرياضي د- احتمال الحدث

6- إذا أعطيت بيانات عن متوسط درجات الحرارة وكمية الاستهلاك من الكهرباء خلال 50 يوم من أيام الصيف فإنه يمكن القول أن اتحاه العلاقة بين المتغيرين:

7- نوع الارتباط بين مساحة المربع وأبعاده هو:

أ- تام، بسيط ب- غير تام، بسيط ج- غير تام، متعدد د- تام، متعدد

8- عـند حــساب معامل الارتباط بين لون العيون ل (50) طالبة ونسبة الذكاء كان معامل الارتباط (0.9) طالبة ونسبة الذكاء كان معامل الارتباط القوي ل:

أ- التأثر بمتغير ثالث فقط ب- التأثر بأكثر من متغير ج- العلاقة التبادلية د-عامل الصدفة
 9- القيمة التي تمثل أقوى معامل ارتباط عكسى مما يلى هو:

(1.5-) -> (0.90-) -= (0.7-) -- (2-) -

10- قام طالب بحساب معامل ارتباط بيرسون بين متغيرين فوجد أنه = (1.3) فإن ذلك يدل على:

أ- خطأ في الحساب ب- عدم وجود ارتباط ج- طردي تام د- عكسي تام

11- إذا كـــان مجمـــوع مربعات فروق الرتب بين (6 قيم) للمتغيرين X, Y هو (50)، فإن معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين X, Y يساوي:

(0.43) -> (0.57-) -= (0.43-) -= (1.43-) -=

و کان $-5=(y-y')^2=5$ ، و کان $\Sigma(x-x')^2=9$ ، و کان $\Sigma(x-x')^2=5$ ، فإن $\Sigma(y-y')^2=5$ ، فإن $\Sigma(y-y')^2=5$ ، فإن $\Sigma(x-x')^2=5$ ، فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي $\Sigma(x-x')^2=5$ ، و کان $\Sigma(x-x')^2=5$ ، فإن معامل ارتباط بيرسون يساوي $\Sigma(x-x')^2=5$ ، و کان $\Sigma(x-x')^2=5$

(5-) -> (5-) -> (5-) -\frac{5-}{6} 4 \ 36

 $\Sigma \ d^2$ فإذ n=10 فإذ 0.6 فإذا كانت 10 فإن 13 فإن أو المسلم ا

ا - 0.66 ح - 0.44 م - 1

14- إذا كانـــت 0.9- =41 , r4=0.6 , r2=0, r3=0.43 , r4 فإن معامل الارتباط الذي يعبر عن أقوى علاقة هو:

r4 --> r3 -ج r1 -أ

س2: البيانات في الجدول أدناه هي لعينة من نزلاء الفندق حجمها 10≖n تخص فترة إقامة كل نزيل في الفندق بالأيام Xi ومعدل الأجور في اليوم بالدينار Y والمطلوب:

تكلفة اليوم بالدينار Y	الإقامة بالأيام X	رقم التريل
6	100	1
10	80	2
15	30	3
20	10	4
12	90	5
11	60	6
30	20	7
5	95	8
25	15	9
8	50	10_

1. رسم شكل الانتشار بين X,Y

2. إيجاد معامل الارتباط البسيط r بين فترة الإقامة Xi ومعدل الأحور بالدينار Y

س3: الجسدول التالي يضم بيانات تخص أعمار عينة من الموظفين X1 والخبرة الوظيفية بالسنين X2 والراتب الشهري بالدينار Y والمطلوب:

الراتب الشهري Y	سنوات الخبرة X2	العمر بالسنوات X1	مسلسل
150	2	25	1
170	4	30	2
190	5	32	3
200	7	35	4
220	8	37	5
250	10	40	6
300	12	45	7
350	15	50	8
370	18	55	9
500	20	60	10

- 1. إيجاد معامل الارتباط البسيط r بين سنوات الخبرة X2 والراتب الشهري Y
 - 2. إيجاد معامل الارتباط المتعدد R
 - $r_{21.y}$ و $r_{y2.i}$ مع تفسير النتائج.

س4: اجري بحث عن العلاقة بين طول لاعب كرة السلة والقدرة على التسجيل لدى عينة من اللاعبين، والباحث يفترض أن العلاقة هي نتيجة اللياقة البدنية، بمعنى أن اللذين يتدربون أكثر تصبح لديهم قدرة اكبر، ولفحص الفرضية تم تدوين بين طول اللاعب وقدرته على التسميل لدى 10 لاعبين، كما قام بتدوين عدد الساعات الأسبوعية التي يستغرقها اللاعب في التمرين، إذا أراد الباحث فحص العلاقة بين طول اللاعب والقدرة على التسجيل بعد استبعاد أثر عدد ساعات التمرين (بافتراض أن جميع اللاعبين يتدربون العدد نفسه من الساعات.

عدد ساعات التمرين	القدرة على التسجيل	طول اللاعب
20	20	180
20	18	185
20	22	190
20	17	200
20	15	188
20	20	189
20	25	201
20	16	195
20	20	197
20	22	202

الفضيان الثامن

اختبار الفرضيات حول النسب Hypothesis Testing Regarding Proportions

8-1 اختبار الفرضيات حول النسب

8-2 اختبار الفرضيات حول نيسبة واحدة

8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين

8-4 اختبار الفرضيات حول نسبتين للبيانات الغير مستقلة

8-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

6-8 تماریسن Exercise

إلفيَصْيِلُ الثَّامِينِ

اختبار الفرضيات حول النسب Hypothesis Testing Regarding Proportions

1-8 اختبار الفرضيات حول الـنـســب Hypothesis Testing Regarding Proportions

يستخدم لإصدار تعميمات تتعلق بالنسب، وتستخدم للظواهر التي لا يمكن قياسها ولكن يمكب تقدير نسبة وقوعها. وهنا لا بد ان نتذكر أن المتغيرات التي نتعامل معها هي متغيرات تصنيفية يعنى الها تقع في المستوى الاسمى Nominal من مستويات القياس.

مثال: هل تختلف نسبة الموافقين على البحث التربوي باختلاف الجنس؟

مثال: هل تختلف نسبة المعاقين في الأردن عن نسبتهم في سوريا؟

في حالة المحتمع:

يرمز لنسبة وقوع الظاهرة في المحتمع بالرمز P وهي نسبة النحاح.

ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في المحتمع Q = Q وهي نسبة الفشل، وهي (1-P).

أما في حالة العينة:

يرمز لنسببة وقرع الظاهسرة في العينة بالرمز p وهي نسبة النجاح. ويرمز لنسبة عدم وقوع الظاهرة في العينة بالرمز P وهي نسبة الفسشل.

2-8 اختبار الفرضيات حول نسبة واحدة Single Proportion (P)

●اذا كانت الفرضية غير متجهه

نسبة الحاصين على شهادات عليا في المحتمع الأردني.

نسبة وحدات الإنتاج الصالحة في مصنع معين.

n(n-1)>=0 و كذلك n>=5 و عندما تصبح n(n-1)>=0 و كذلك $n=-\infty$ و يكون الخطأ المعياري للتوزيع $n(1-n)=-\infty$

$$Z = \frac{\mathbf{p'} - \mathbf{P}}{\sqrt{\mathbf{PQ/n}}}$$

حيث أن: n: حجم العينة

نسبة وقوع الظاهرة في العينة ب 'p وهي نسبة النجاح.

نسبة وقوع الظاهرة في المحتمع P وهي نسبة النجاح.

نسبة عدم وقوع الظاهرة في الجحتمع ب Q وهي نسبة الفشل، وهي (P-1).

مثال8-2: يدعي احد المصانع بأن ما لا يقل عن 94% من إنتاجه مطابق للمواصفات المطلسوبة، وللتأكد من صحة هذا الادعاء أخذت عينة من إنتاج المصنع حجمها 100 وحدة وبعد فحصها وحد بأن 90% منها كانت مطابقة للمواصفات. فهل تدعم هذه النتيجة ادعاء المصنع عستوى دلالة = 0.05

Ho: $P \ge 0.94$

 H_1 : P < 0.94

القيمة الحرجة 1.64 = 2_{0.05}

$$Z = \underline{p' - P} = 0.90 - 0.94 = -0.04 = -1.7899 = -1.79$$

 $\sqrt{PQ/n} = \sqrt{(0.94)(0.06)/100} = 0.02234$

النتسيجة: .بما أن القيمة Z المحسوبة (1.79-) أقل من القيمة الحرجة 1.64 نقبل الفرضية السحفرية ونستنتج بأن ادعاء صاحب المصنع صحيح، وانه ليس هناك فرق جوهري بين نسبة المحتمع P ونسبة العينة p عند مستوى الدلالة 0.05=

مثال 2-8: يتوفر في الأسواق دواء وعلى أساس نسبة نجاحه في تخفيض توتر الأعصاب هـ مثال 200 وظهـر دواء جديـد لنفس المرض كان قد تم تجربته على عينة تتكون من 100 شـحص ودلت النتائج على شفاء 70 شحصاً منهم باستخدام هذا الدواء الجديد. فهل يمكن الاسـتنتاج مـن أن الدواء الجديد هو أفضل من النوع المتوفر في الأسواق عند مستوى معنوية 0.05

الحل:

Ho: P = 0.6H₁: P > 0.6

قيمة Z الجدولية عند مستوى الدلالة $\alpha=0.05$ الاختبار بذيل واحد، $Z_{0.05}=1.64$ قيمة Z المجسوبة:

- الفصل الثامن: اختبار الفرضيات حول النسب

$$Z = p' - P = 0.7 - 0.6$$
 = $0.044 = 2.04$
 $\sqrt{PQ/n} = \sqrt{(0.6)(0.4)/100} = 0.0489$

النتسيجة: بما أن القيمة Z المحسوبة (2.04) أكبر من القيمة الحرجة (1.64 = $Z_{0.05}$ نرفض الفرضية الصفرية $Z_{0.05}$ القائلة أن نسبة نجاح الدواء الجديد هي 60% ونستنتج بأن نسبة نجاحه أكثر من 60% أي أنه أفضل من الدواء المستخدم في الأسواق.

• اذا كانت الفرضية متجهه

$$Z = \frac{L - \pi}{\int \frac{\pi (1 - \pi)}{n}}$$

مستال 8-3: إذا كان من المتوقع أن تكون نسبة الإناث في الدولة المتقدمة من بين ذوي الأعمار التي تزيد عن 50 سنة تساوي 0.5 ورغب باحث في معرفة إن كانت هذه النسبة تزيد عن ذلك في الأردن. فاختار عينة عشوائية طبقية حسب المستوى الاقتصادي الاجتماعي ممن تزيد أعمارهم عن 50 سنة. وكان حجم العينة 400 شخص فوجد أن عدد الإناث في هذه العينة 242 فهل تدعم هذه البيانات ما يدعيه الباحث؟

H0:
$$\pi = 0.5$$

H1: $\pi > 0.5$
 $\alpha = 0.05$ $Z = 1.64$ and $\alpha = 0.01$ $Z = 2.34$ and $\alpha = 0.01$ $Z = 2.42/400 = 0.605$

القيمة المحسوبة

$$Z = \frac{L - \pi}{\int \frac{\pi (1 - \pi)}{\sqrt{n}}}$$

$$Z = \frac{0.605 - 0.5}{\int \frac{0.5 (1 - 0.5)}{\sqrt{400}}}$$

$$Z = \frac{0.105}{\int \frac{0.25}{\sqrt{400}}} = \frac{0.105}{0.025} = 4.2$$

بمسا أن قيمة Z المحسوبة (4.2) > الحرجة (1.64) على مستوى 2.34 مستوى α = 0.01 مستوى 2.34 مستوى α = 0.01 مكن أن نقول أن نسبة الإناث في الأردن من بين الذين تتحاوز أعمارهن 50 سنة تزيد بدلالة إحصائية مرتفعة (P<0.01) عن النسبة المناضرة لها في الدول المتقدمة.

8-3 اختبار الفرضيات حول نسبتين مستقلتين

تكون النسبتان مستقلتين إذا كانتا تعودان إلى بحتمعين مستقلين.

مثال:

مقارنة نسبة المقبولين من الذكور لوظيفة معينة إلى نسبة المقبولات من الإناث.

مقارنة نسبة المصابين بالسرطان من الذكور إلى نسبة المصابات من الإناث.

مقارنة نسبة المقبولين من الذكور في الجامعة إلى نسبة المقبولات من الإناث.

 $H_0: \pi_1 = \pi_2$

 π_1 : النسبة في المحتمع الأول. π_2 : النسبة في المحتمع الثاني.

التقدير للخطأ المعياري لتوزيع المعاينة. σ^{\wedge}

$$\sigma^{\wedge}_{L} = \sqrt{\pi (1-\pi)} \left(\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}} \right)$$

$$\pi^{\wedge} = \frac{F1 + F2}{n1 + n2}$$

F1 : التكرار للظاهرة في العينة الأولى. F2 : التكرار للظاهرة في العينة الثانية.

n1 : عدد الأفراد في العينة الأولى. n2 : عدد الأفراد في العينة الثانية.

$$Z = \frac{L_1 - L_2}{\sqrt{1.1^{\circ} (1-\pi^{\circ}) (1 + 1)}} \cdot \frac{1}{n_1} \cdot \frac{1}{n_2}$$

مثال 8-4: حرى تطبيق طريقتين لتعليم مفهوم التسارع على مجموعتين عدد الأفراد في كل منها 100 وفي نماية التدريس وحد بأن عدد الذين أتقنوا المفهوم في المجموعة الأولى -68 وأن العدد المناظر في المجموعة الثانية =54 ، فهل تختلف الطريقتان حوهرياً في نسب الذين يتقنون المفهوم في كل منها؟

 H_0 : $\pi_1 = \pi_2$ H_1 : $\pi_1 \neq \pi_2$ القيمة الحرجة على مستوى α=0.05 هي 1.69 وعلى مستوى α=0.01 هي 2.58 القيمة المحسوبة:

L1 =
$$68/100 = 0.68$$

L2 = $54/100 = 0.54$
 $\pi^{\wedge} = \frac{F1 + F2}{n1 + n2} = \frac{68 + 54}{100 + 100} = 0.61$
 $Z = \frac{L1 - L2}{\sqrt{\pi^{\wedge} (1 - \pi^{\wedge}) (\frac{1}{1} + \frac{1}{1})}}$
 $\pi_1 \quad \pi_2$
 $Z = \frac{0.68 - 0.54}{\sqrt{0.61 (1 - 0.61) (\frac{1}{1} + \frac{1}{1})}}$ = 2.03

النتــيجة: بمــا أن Z المحــسوبة (2.03) تقع في منطقة الرفض للفرضية الصفرية على مستوى α=0.05 يمكن القول أن نسبتي متقني مفهوم التسارع من الجحموعتين تختلفان احتلافاً ذا دلالة إحصائية (P<0.05).

 P_1 : نسبة النجاح في المحتمع الأول. P_2 : نسبة النجاح في المحتمع الثاني. p_1' : p_2' : نسبة النجاح في العينة الأول. p_2' : نسبة النجاح في العينة الثانية.

$$\mu_{p'i} = P_i$$

$$\sigma_{p'i} = \begin{bmatrix} P_i Q_i \\ \sqrt{n_i} \end{bmatrix}$$

 α =0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى Z=1.177 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى χ^2 وهي ذات χ^2 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى χ^2

القيمة المحسوبة:

L1 = 33/100 = 0.33
L2 = 18/100 = 0.18

$$\pi^{\wedge} = \frac{F1 + F2}{n1 + n2} = \frac{33 + 18}{100 + 100} = 0.255$$

 $\pi^{\wedge} = \frac{L1 - L2}{\sqrt{\pi^{\wedge} (1 - \pi^{\wedge}) (\frac{1}{2} + \frac{1}{2})}}$
Z = $\frac{0.33 - 0.18}{\sqrt{0.255 (1 - 0.255) (\frac{1}{2} + \frac{1}{2})}}$ = 1.177
 $\frac{33}{18}$

النتيجة:

8-4 اختبار الفرضيات حول نسبتين للبيانات الغير مستقلة (المترابطة)

تكون النسبتان غير مستقلتان إذا كانتا تعودان إلى مجتمعين غير مستقلين.

مثال: نسبة الموافقين على التعليم المختلط في الجامعات قبل استماعهم لمحاضرة تبين رأي الدين في ذلك وبعد استماعهم للمحاضرة.

 H_0 : $\pi_1=\pi_2$ Contingency table يستخدم اختبار χ^2 حيث تفرغ الإجابات في جدول التصاحب حيث ترصد التكرارات داخل الجدول.

	بعد		
موافق	معارض	نوع القرار	
ъ	a	موافق	اقا
d	c	معارض	قبل

$$\chi_1^2 = \frac{(d-a)^2}{d+a}$$

القيمة المحسوبة

نــستخرج القيمة الحرجة للرفض أو القبول باستخدام جدول χ² بدرجة حرية واحدة وحسب مستوى الدلالة المطلوب.

ترفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة χ^2 المحسوبة > أكبر من القيمة الحرجة. χ^2 تقبـــل الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة χ^2 المحسوبة χ^2 المحسوبة القيمة الحرجة.

معال 8-5: تم استطلاع أراء 60 من التربويين حول مسألتين الأولى تتعلق بتأنيث التعليم في المرحلة الابتدائية التعليم في المرحلة الابتدائية بتعلق بتأنيث التعليم في المرحلة الابتدائية بأكملها. فإذا وافق 42 منهم على المسألة الأولى ووافق 34 منهم على المسألة الثانية. وكان جميع الذين وافقوا على المسألة الثانية قد وافقوا على المسألة الأولى. فهل تدل هذه البيانات على وجود احتلاف جوهري في نسب الموافقين على المسألتين؟

 $H_0: \pi_1 = \pi_2$ $H_1: \pi_1 \neq \pi_2$

	موافق	معارض	نوع القرار	
42	34	8	موافق	t for met to
18	0	18	معارض	المسألة الأولى
60	34	26		

$$\chi^2 = \frac{(d-a)^2}{d+a} = \frac{(0-8)^2}{0+8} = \frac{64}{8} = 8$$

النتيجة:

يما أن القيمة المحسوبة ($\chi^2=8$) أكبر من القيمة الحرجة ($\chi^2=8$) وعلى مستوى 1,0.99 مستوى القول بأن نسبة التربويين الموافقين على تأنيث التعليم في الصفوف مستوى $\alpha=0.01$

السئلانة الأولى تختلف حوهرياً (P<0.01) عن نسبة الموافقين على مثل هذا النوع من التعليم وذلك عندما يتم استطلاع أرائهم على المسألتين في نفس الوقت.

5-8 اختبار χ^2 لحسن المطابقة اختبار χ^2 لحسن المطابقة المصاددة والمصاددة والمصاد

The Chi-Square Goodness of fit

يستخدم للمقارنة بين توزيع العينة والتوزيع النظري للمجتمع الذي سحبت منه. اختـبار كـاي تربيع لحسن المطابقة، والغرض منه تحديد ما إذا كانت النسب الملاحظة تختلف حوهريا عن قيم متوقعة أو نظيرة لها . وهو مكافيء لأختبار Z للنسب.

$$\chi^2 = \Sigma (O_i - E_i)^2 / E$$
 ويحسب عن طريق المعادلة

حيث Oi: التكرارات المشاهدة Ei: التكرارات المتوقعة

مثال: احرى معلم دراسة لمعرفة نسب الرسوب في المواد التي يدرسها والتي على اساسها يتم تقسيم الطلاب الى مستويات وقد فام بدراسة شملت 400 طالب كما يلي:

5	4	3	2	1	المستويات
700	1100	800	700	900	عدد الطلاب
%25	%30	%10	%15	%20	نسبة الرسوب

اختبر χ^2 لمعرفة مدى تطابق التوزيع.

الحل: نحسب التكرارات المتوقعة كما يلي

التكرار المتوقع	التكرارات المشاهدة	المستوى
800=0.20*4000	900	1
600=0.15*4000	700	2
400=0.10*4000	800	3
1200=0.30*4000	1100	4
1000=0.25*4000	700	5
3000	4000	الجحموع

$$\chi^2 = \Sigma(O_i-E_i)^2/E$$
 المجاد قيمة χ^2 المحسوبة من المعادلة $\chi^2 = (900-800)^2/800+(700-600)^2/600+(600-400)^2/400+(1100-1200)^2/1200+(700-000)^2/1000$ $\chi^2 = 12.5 + 16.67 + 100 + 8.3 + 9 = 146.47$ $\chi^2_{(4, 0.01)} = 13.28$ قيمة χ^2 الجدولية

القرار:

بمسا ان قيمة x² الجدولية اقل من المحسوبة نرفض الفرضية الصفرية ونقبل البديلة، وهذا يعني ان توزيع العينة يختلف عن التوزيع النظري للمحتمع الذي سحبت منه.

The Chi-Square Test of Independence اختبار χ^2 للاستقلالية -2

لمعرفة اذا كان متغيرين مستقلين عن بعضهما.

يـــستخدم لمعــرفة ما إذا كانت الآراء حول قضية معينة تختلف أو ترتبط مع متغير اسمي آخر، وعند استخدام هذا النوع من الاختبار فإنه يتم إنشاء حدول التوافق.

8-6 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

1- اختبار كاي تربيع لحسن المطابقة، والغرض منه تحديد ما إذا كان النسب الملاحظة تختلف جوهريا عن قيم متوقعة أو نظيرة لها .

خطوات استخراجه من SPSS:

- ادخل البيانات تصاعدياً
- من قائمة Analyze أختر Analyze
 - •احتر Square—Chi
 - •انقل المتغير إلى خانة Variable List
- ●من خانة Expected Value أشر على مربع Value
 - ادخل النسب حسب التكرارات في محرر البيانات
- •قم بوزن الحالات على أساس التكرارات من قائمة Weight Cases Data

مسئال: إذا كانست نسبة الذكاء بين طلاب الثانوية العامة تتوزع بين ثلاث مستويات (2: 7: 1) على التوالي مرتفعي الذكاء ومتوسطي الذكاء ومحدودي الذكاء، وأراد باحث أن يختبر عينة ممثلة من مدرسة محددة لهذا المحتمع بحجم 400 طالب فوجد أن عدد عالي الذكاء = 50 ومتوسلط الدكاء = 290 ومحدودي الذكاء = 60 فهل يمكن اعتبار هذه العينة ممثلة للمحتمع.

2- اختسبار كاي تربيع للاستقلالية: يستخدم لمعرفة ما إذا كانت الآراء حول قضية معينة تخستلف أو ترتبط مع متغير اسمي آخر، وعند استخدام هذا النوع من الاختبار فإنه يتم إنشاء حدول التوافق.

خطوات استخراجه من SPSS :

- من قائمة Analyze أختر Descriptive Statistics ثم Analyze
 - أنقل المتغيرات المطلوبة إلى الصفوف والأعمدة
 - ♦أنقر مربع Statistics ثم اختر Chi Square
 - •أنقر مربع Cells وهذا يمكنك من إجراء إحصائيات إضافية
- قم بوزن الحالات على أساس التكرارات من قائمة Weight Cases Data

مثال: قام مدير التعليم بأحد مناطق المملكة بسؤال 200 من التربويين حول الاستمرار في السدوام السعيفي أم لا ، وسأل ثلاث فئات (مشرفين، معلمين، ومدراء المدارس) وكانت الإحابات على النحو التالي (المشرفين 38 موافق و 12 معارض، المعلمين 26 موافق و 102 معسارض، المد راء 16 موافق و 6 معارض) فهل تدل البيانات على اختلاف الرأي حول هذه المسألة باختلاف الوظيفة؟

8-7 تـمــاريـــن Exercise.

تموين (1) : ضع رمز الإجابة الصحيحة في المربع المخصص لذلك:

	· ····-									
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
									<u>- 17/ 7 . (</u>	الإجابة

 $\sigma_{L} = \sqrt{\pi \, (1-\pi)}$ فيان القيمة العظمى لخطأ المعاينة المعطى بالعلاقة n=100 π ستكون عند القيمة التالية للمعلم

$$0.1$$
 - صفر $v=0.5$ - $v=0.5$

2- أي مــن الــرموز التالية يشير إلى القيمة الحرجة لاختبار χ^2 عندما يكون مستوى الدلالة $\gamma=2$ وتكون درجة الحرية α =0.01

$$\chi^2_{2,0.90}$$
 - ح $\chi^2_{2,0.99}$ ح $\chi^2_{2,0.01}$ - أ

3- أي من التالي يكون هو الأكبر؟ $\chi^2_{1,0.90}$ - $\chi^2_{1,0.99}$ - $\chi^2_{1,0.99}$ - $\chi^2_{1,0.91}$ - أ

4- أي من التالي يكون هو الأكبر؟ $\chi^2_{1,0.90}$ -> $\chi^2_{3,0.95}$ -> $\chi^2_{2,0.95}$ -> $\chi^2_{1.0.95}$ -1

5- اختــبار يتألف من 40 فقرة حصل طالب على 26 فقرة بشكل صحيح هل يختلف هذا العدد من الفقرات عما هو متوقع بالتخمين؟ إذا كانت الفقرات من نوع صح/خطأ. أ- χ يختلف لأن 2=0.897 و $\chi^2=3.6$ وهي ليست ذات دلالة احصائية. ب نعم، يختلف لأن Z=0.897 و $\chi^2=3.6$ وهي ليست ذات دلالة احصائية. ج- الى يختلف لأن 2=0.897 و 3.6 χ^2 وهي ذات دلالة احصائية. د- نعم، يختلف لأن 2=0.897 و 3.6 χ^2 وهي ذات دلالة احصائية.

6- اختــبار يتألف من 40 فقرة حصل طالب على 26 فقرة بشكل صحيح هل يختلف هذا العدد من الفقرات عما هو متوقع بالتحمين؟ إذا كان لكل فقرة 4 بدائل. أ- لا، يختلف لأن $Z\!=\!0.897$ و $\chi^2\!=\!3.6$ وهي ليست ذات دلالة احصائية.

- ب- نعم، تخـــتلف لأن 2=5.84 و $\chi^2=34.13$ هي ذات دلالة احصائية على مستوى α =0.001
 - ج- لا، يختلف لأن 2=0.897 و 3.6 χ^2 وهي ذات دلالة احصائية.
- د- لا،تخـــتلف لأن 2=5.84 و 34.13 χ^2 هـــي ذات دلالة احصائية على مستوى α =0.001
- 7- في استطلاع لآراء 100 مدرس و 100 مدرسة حول تنفيذ برنامج تربوي معين كان عسدد الموافقين من المدرسين 33 ومن المدرسات 18، هل تختلف النسبة في المدرسين عما هي عليه في المدرسات؟ وذلك باستخدام اختبار Z
- أ- تختلف وذلك لأن 2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 2=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0.05 ب- تختلف وذلك لأن 0.05=0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0.05
- 8- في اســـتطلاع لآراء 100 مدرس و 100 مدرسة حول تنفيذ برنامج تربوي معين كان عـــدد الموافقين من المدرسين 33 ومن المدرسات 18، هل تختلف النسبة في المدرسين عما هـى عليه في المدرسات؟ وذلك باستخدام اختبار Z
- أ- تختلف وذلك لأن Z=2.433 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0 $\alpha=0.05$ $\alpha=0.05$ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0.05 $\alpha=0.05$ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0.05 وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى 0.05=0.05

الفضياه التاسيخ

تحليل التباين Analysis of Variance

Introduction	9-1 مـقـدمـــة
One-Way Analysis of Variance	9-2 تحليل التباين الأحادي
Tow-Way Analysis of Variance	9-3 تحليل التباين الثنائي
Analysis of Covariance	9-4 تحليلُ التغاير
s في حل المسائل.	9-5 استخدام برمجية PSS
Exercise	6-9 تمارىيان

الفَصْيِلُ التَّاسِيَّغِ

تطيل التباين Analysis of Variance

1-9 مقدمة Introduction

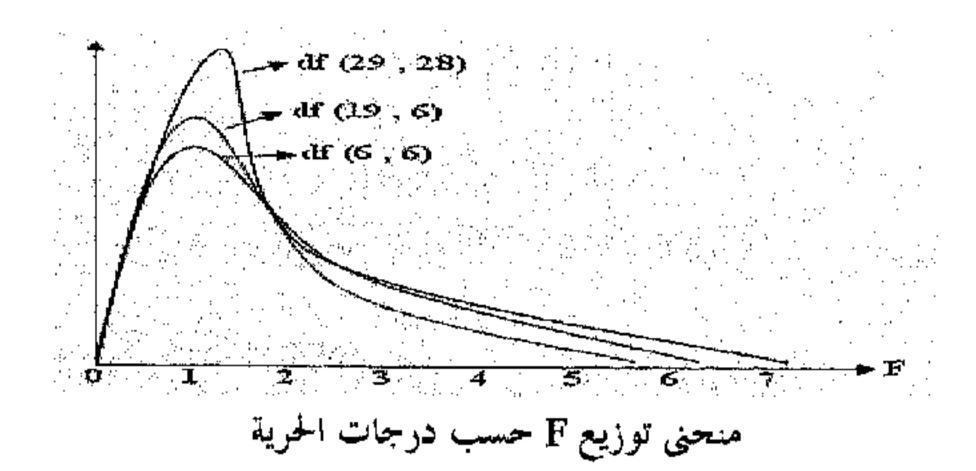
t تحليل التباين (ANOVA) ANalysis Of VAriance المباين (التباين التباين العميم الاختبار العميم الاختبار ويستخدم للختبار أكثر من عينتين، ويستخدم المقارنة عدة متوسطات حسابية في آن واحد H_0 : $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$

تحلسيل التباين هو طريقة ذكية لاختبار اختلاف أوساط أكثر من مجموعتين دفعة واحدة من خلال التباين.

يمكسن استخدام الرسم البياني Box Plot لتوضيح نتائج المقارنة بين متوسط أكثر من عينتين من العينات المستقلة.

توزيع F عبارة عن بمحموعة من المنحنيات التكرارية يتميز كل منها عن الآخر برقمين للمرجات الحرية أحدهما يمثل درجة حرية للبسط والآخر درجة حرية للمقام . وقيمة F هي قيمة توضع نسسبة التباين Variance ratio لعينتين والرمز F إشارة إلى العالم Fisher الذي قام بعمسل هذا الاختبار والمعروف باختبار F . وقد قام العالم Snedecor بحساب حداول حاصة لستوزيع F وفسيها درجات الحرية التي في أعلى الجدول تخص البسط أما درجات الحرية على العمود الجانبي فتخص المقام.

توزيع F: هو توزيع ملتو جهة اليمين بمعلمتين تتمثلان بدرجتي حرية (البسط ، المقام) وهما K-1 للمقام حيث K-1 للمقام حيث K-1 للمقام حيث K-1 للمقام حيث المعنوية المستخدم للفرضية K-1 لقياس معنوية الفرق بين التقديرين K نوجد K حيث K مستوى المعنوية المستخدم للفرضية K السي ترفض إذا كان K وإلا نؤكد بوجود الاختلاف بين المتوسطات، والشكل التالي يبين توزيع K.



وتحليل التبياين هيو عملية يقصد بها تقسيم مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط الحسابي إلى مكوناته أي إرجاع كل من هذه المكونات إلى مسبباتها.

وطريقة تحليل التباين تفيد في مقارنة عدد من المعاملات يزيد عن أثنين.

كما تمتاز طريقة تحليل التباين بأنه يمكن فيها استعمال كل البيانات المأخوذة من التجربة في حساب قيمة واحدة للانحراف القياسي يمكن بها مقارنة المجموعات أو المعاملات التجريبية.

وكلما زاد عدد المتوسطات كلما زاد احتمال الخطأ وقل احتمال اتخاذ قرار صحيح ففي المثال الحاص بمقارنة متوسطات في ست مناطق فإنه يلزم إجراء الاختبار 15 مرة وبالتالي سوف يستخفض احتمال اتخاذ قرار صحيح في الخمسة عشر اختبار معاً من 0.95 إلى 15(0.95) أي إلى 0.46 فقسط وبالتالي يرتفع احتمال الخطأ في اتخاذ القرار الصحيح من مجرد 0.05 إلى 0.54 والذي يساوي (0.46-1) وهو احتمال كبير جداً للخطأ في اتخاذ القرار.

لـــذلك كان لابد من التفكير في أسلوب آخر بديل يوفر الوقت والجهود وفي الوقت نفسه لا يقلل احتمال اتخاذ القرار الصحيح أو يكبر احتمال الخطأ في اتخاذ القرار، هذا الأسلوب هــو الــذي يسمى " تحليل التباين " والذي يختبر ما إذا كانت المتوسطات كلها متساوية مرة واحــدة دون أخذهم اثنين اثنين ودون أن ينخفض احتمال اتخاذ قرار صحيح أو يزيد احتمال الخطـا عند اتخاذه. وهو الذي يسمى اختصاراً ANOVA وهو اختصار للمصطلح الإنجليزي Analysis of Variance.

ويعتمد هذا الأسلوب من أساليب التحليل الإحصائي على ما يعرف باختبار F والذي يعستمد أساسساً على تحليل التباين. أن التباين ما هو إلا متوسط مربعات انحرافات القيم عن

وسلطها الحسسابي. أي أن التسباين يعتمد أساساً على بحموع مربعات ثم القسمة على عدد المسشاهدات. ويعتمد أسلوب تحليل التباين على تقسيم بحموع المربعات الكلي إلى أقسام فيمثل كل منهما أو يقيس أحد مصادر التغير أو الاختلاف Source of Variation يمثل أحدها مسئلاً – التغير بسبب المعاملات (أو المجتمعات) المختلفة ، ويمثل آخر التغير بسبب الأخطاء ثم تعسر ف الإحسسائية (أو الاختبار) F بألها خارج قسمة التباين بسبب المعاملات على التباين بسبب الأخطاء بسبب الأخطاء وهكذا. أي أنه يتم حساب التباين بسبب المعاملات، والتباين بسبب الأخطاء فيحصل على قيمة F المحسوبة وبمقارنة هذه القيمة بالقيمة الجدولية F نصل إلى قرار إما بقبول الفرضية الصفرية أو عدم قبولها عند مستوى المعنوية المطلوب. ولتحليل التباين تطبيقات كثيرة في مختلف المجالات.

إذا كـــان هـــناك مـــتغير مـــستقل واحد، نسميه تحليل التباين الأحادي One-Way ANOVA

اذا كان هناك متغيرين مستقلين، نسميه تحليل التباين الثنائي Three-Way ANOVA اذا كان هناك 3متغيرات مستقلة، نسميه تحليل التباين الثلاثي Three-Way ANOVA ولكن يوجد متغير تابع وحيد في جميع تحليلات التباين أعلاه.

شروط استحدام اختبار تحليل التباين:

- 1. أن تكون العينات عشوائية مستقلة.
- 2. أن تكون العينات مسحوبة من مجتمعات لها توزيعات طبيعية.
- $\sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3 = \dots = \sigma^2_k = \sigma^2$ متساوية $\sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3 = \dots = \sigma^2_k = \sigma^2$ ويتم إجراء اختبار تحليل التباين اعتماداً على اختبار $\sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3 = \dots$

2-9 تحليل التباين الأحادي One-Way Analysis of Variance

إذا كسان لكسل فسرد من أفراد العينة علامة على متغيرين، الأول يسمى المتغير العاملي Nominal وهو متغير من النوع الأسمي Independent Variable أو المتغير المستقل Ordinal وهو متغير من التوع الأسمي Dependent Variable وهو متغير من النوع التغير الآخر فهو المتغير التابع التعامل وهو متغير من النوع الكمي وهو المتغير الذي سيتم فحص مساواة متوسطه لكل فئة من فئات المتغير المستقل.

إن قسيم x يتم تصنيفها الى k من العينات وفقاً لمعيار واحد معين، مثل درجات الطلاب في k من الشعب وكل شعبة تضم n من الطلاب.

يعتبر أبسط التصميمات التجريبية إذ فيه توزع معاملات التجربة Treatments علي كل السوحدات التجريبية أو الأفراد عشوائيا . يمعني أنه إذا كان لدينا في التجربة خمس معاملات مختلفة وكل من المعاملات سوف تنفذ من أربع وحدات فإن استعمال التوزيع العشوائي سوف يجعسل لكل مجموعة مكونة من أربع وحدات تجريبية فرصة متساوية لأن تعامل بأي معاملة من معاملات التجربة. أي أن كل وحدة تجريبية توضع في أي معاملة من المعاملات عشوائيا.

مميزات هذا التصميم:

- 1. يمكن استخدام أي عدد من المعاملات أو المكررات.
- مفيد في ما إذا كانت الوحدات التجريبية قليلة أو من الصعب التحكم فيها كما في التجارب على الحيوانات.
- طــريقة التحليل بسيطة وسهلة حتى بفرض عدم تساوي المكررات (الوحدات) بين
 كل المعاملات.
- 4. تبقي طريقة التحليل الإحصائي بسيطة إذا ما فقدت قيم بعض الوحدات التحريبية أو حتى القيم الكلية لبعض المعاملات.

تحليل التباين الاحادي في حالة تساوي حجوم العينات

اذا کسان لدیسنا عیسنات عشوائیة حجم کل منها n ، مسحوبة من مجتمعات توزیعها طبیعی، ومتوسطاقها μ_k , μ_k و تباین σ^2 ، والمطلوب اختبار فرضیة:

 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ $H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_k$

لاختـبار مساواة متوسطات المجموعات فإن تحليل التباين يستهدف تجزئة التباين الكلي للمتغير التابع إلى حزئين، ومن ثم تتم المقارنة بين تبايني الجزئين باستخدام اختبار F لذلك عملياً بحسريء بحموع مربعات التباين ودرجات الحرية V الى تباين الأول معروف المصدر وهو بين المجموعات، فإذا كان المجموعات، فإذا كان

الفصل التاسع: تحليل التباين

هـــذا الجـــزء كــبيراً فإن متوسطات المحموعات غير متساوية، والثانية تباين ضمن الجحموعات (Residuals) وهـــي الجزء غير المعروف مصدره ويمكن أن يسمى الباقي (Residuals) أو الخطأ (Error).

SST = SSB + SSW

إن صيغة الاحصاءة المستخدمة لاختبار الفرضية هي:

 $F = \underbrace{MSB}_{MSW} \dots F_{k-1,n-k}$

القرار:

والافتراضات الأساسية لهذا التحليل هي ما يلي:

انفترض أن عدد المحتمعات \mathbf{K} وأنما جميعاً مستقلة. -1

 $\mu_k,...,\mu_2,\mu_1$ أنها جميعاً تخضع للتوزيع الطبيعي بمتوسطات تساوي أنخضع للتوزيع الطبيعي أ

 $\sigma^2 = \sigma^2$ أن لها جميعاً التباين نفسه σ^2 أي أن التباين لكل المجتمعات ثابت σ^2

4- يتم سحب عينة عشوائية من كل من هذه المحتمعات وأن أحجام هذه العينات كلها متساوية وتساوي n ويمكن بكل بساطة افتراض عدم تساوي أحجام العينات ولن يختلف أسلوب التحليل على الإطلاق إلا في أشياء بسيطة جداً.

وتصنف البيانات عادة في هذا التحليل على النحو التالي :

المجتمع أو المعاملة		المشاهدات	
	1	2	n
1	y ₁₁	y ₁₂	y _{1n}
2	y ₂₁	y ₂₂	y _{2n}
	; _		
K	y _{k1}	y _{k2}	\mathbf{y}_{kn}

حسيث يمثل الصف الأول مشاهدات العينة الأولى أي المسحوبة من المحتمع الأول، ويمثل السحوبة من المحتمع الأول، ويمثل السحوبة من المحتمع الثاني،.. وهكذا يمثل الصف الأخير مشاهدات العينة الاخيرة k المسحوبة من المحتمع الأخير رقم K.

كما تكون خطوات الاختبار كما يلي :

1- الفرض الصفري : هو أن متوسطات هذه المحتمعات متساوية، وبالرموز

$$HO: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

2- الفرض البديل: هو أن بعض هذه المتوسطات غير متساوية (أو: يوجد متوسطان على الأقل غير متساويين).

F إحصائية الاختبار : في هذه الحالة يرمز لها بالرمز F وتأخذ الشكل التالي :

$$F = \frac{S_R^2}{S_E^2}$$

 S_R^2 والسيق لها توزيع F بدرجات حرية للبسط 1-K وللمقام (K(n-1) حيث F هو

التباين بسبب الظاهرة أو المتغير أو المعاملات، $S_E^{\,2}$ هو التباين بسبب الخطأ.

ويمكـــن الحصول على الإحصائية F بتنظيم الحسابات في جدول يسمى " جدول تحليل التباين " ANOVA TABLE كما يلى :

*(ANOVA)	ر التياين	تحليا	جدو ل
			<u></u> ,

مصدر التغير	مجموع المربعات	درجات الحوية	متوسط المربعات	(الإحصائية) المحسوبة
يسبب المعاملات	SSR	K- 1	$S_R^2 = SSR/K - 1$	
بسبب الخطأ	SSE	K (n-1)	$S_E^{2=SSE/K(n-1)}$	$F = \frac{S_R^2}{S_R^2}$
الكلي	SST	N*k-1		S_{E}^{z}

وسوف نوضح من المثال كيفية حساب المقادير الثلاثة SSE, SSR, SST بدرجات 4 بدرجات المقادير الثلاثة F بدرجات حدود منطقتي القبول والرفض: ويتم الحصول عليها من جدول توزيع K(n-1) وللمقام (k(n-1). (اختبار الطرف الأيمن).

F المحسوبة من تحليل التباين أقل من قيمة F المحسوبة من تحليل التباين أقل من قيمة F المحسوبة نقبل الفرض العدمي بتساوي المتوسطات والعكس صحيح.

المدن ا	المشاهدات					المجموع	
	1	2	3	4	5	6	<u></u>
الأولى 1	20	21	25	28	30	26	150
الثانية 2	23	22	27	20	26	20	138
الثالثة 3	19	20	21	28	20	18	126
الرابعة 4	24	29	30	28	27	24	162

والمطلبوب اختبار الفرض العدمي بأن متوسطات أعمار الناخبين من المدن الأربع متساوية، أي أن المطلوب بالرموز هو:

$$HO: \mu 1 = \mu 2 = \mu 3 = \mu 4$$

وذلك بمستوى معنوية %5

الحل: تكون خطوات الحل كما يلي:

1- الفرض الصفري:

$$HO: \mu 1 = \mu 2 = \mu 3 = \mu 4$$

2- الفسرض السبديل: أن بعسض هسذه المتوسطات غير متساوٍ (اثنان على الأقل غير متساوٍ (اثنان على الأقل غير متساويين).

وتكون الحسابات التفصيلية لتحليل
$$F=rac{S_R^2}{S_E^2}$$
 هذه الحالة -3

التباين كما يلي:

n= 6

حيث K= 4

أ) متوسطات الصفوف (المدن):

150/6 = 25

متوسط الصف الأول:

138/6 = 23

متوسط الصف الثاني:

126/6 = 21

متوسط الصف الثالث:

162/6 = 27

متوسط الصف الرابع:

$$\frac{150+138+126+162}{24}=\frac{576}{24}=24$$
 : ب) المتوسط الكلي :

ج) مجموع المربعات الكلى:

 $SST = (20^2 + 21^2 + 25^2 + 28^2 + 30^2 + 26^2 + 23^2 + ... + 27^2 + 24^2) - 6x4(24)^2$

= 14160- 13824

 $= 14160 - 6x4 \times 24 \times 24$

SST = 336

د) جموع المربعات للصفوف (المدن):

 $SSR = 6(25^{2} + 23^{2} + 21^{2} + 27^{2}) - 6x4x(24)^{2}$ = 13944 - 13824

SSR = 120

هـ) مجموع مربعات الخطأ:

SSE = SST - SSR= 336 - 120

SSE = 216

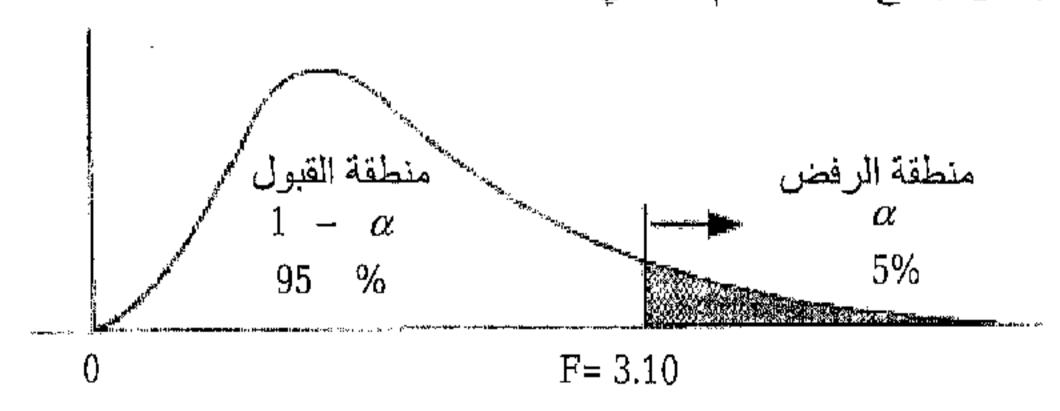
) ثم نكون حدول تحليل التباين كما يلي : k=4, n=6	k=4, n	ىلى : 6=	التباين كما	ول تحليل	، نکون جد	و) شم
---	--------	----------	-------------	----------	-----------	-------

مصدر التغير	هجمو ع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	الإحصائية F
بسبب المعاملات	SSR= 120	k-1 4-1 3	$S^2R = 120/3 = 40$	$F = \frac{40}{10.8} = 3.7$
بسبب الخطأ	SSE= 216	K(n-1) 4(6-1) 20	$S^2E = 216/20 = 10.8$	$\frac{1}{10.8} = 3.7$
الكلي	SST= 336	Nk-1 6*4-1 23		

$$3.7$$
 هي F أي أن قيمة الإحصائية (أو F المحسوبة) هي $F = \frac{40}{10.8} = 3.7$

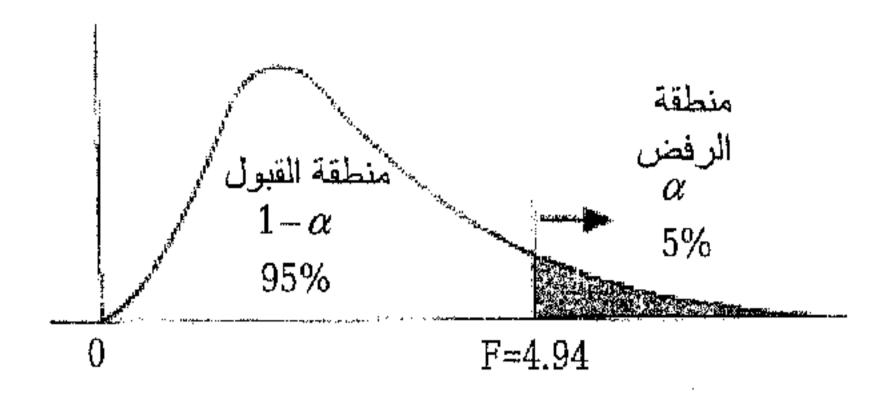
5% معنوية وعند مستوى معنوية -4 من جدول توزيع -4 وعند مستوى معنوية وبدرجات حرية 3.10 للبسط، 20 للمقام نجد أن -4 الجدولية تساوي 3.10

ويمكن توضيح ذلك بالرسم كما يلي :



5- المقارنـــة والقرار: وحيث أن قيمة الإحصائية المسحوبة والتي تساوي 3.7 أكبر من القيمة الجدولية فإنما تقع في منطقة الرفض وبالتالي فإن القرار هو رفض الفرض العدمي بتساوي متوسطات أعمار الناخبين في المدن الأربع وذلك بمستوى معنوية %5

* أما إذا استخدمنا مستوى معنوية 1% فإن قيمة F من الجدول تصبح 4.94 أي تصبح حدود منطقتي القبول والرفض كما يلي :



مستال 9-2: في دراسمة لأثر طريقة التدريس في التحصيل في مادة الاحصاء لدى طلبة الجامعة. باستخدام ثلاثة طرق. كما هو موضح في الجدول أدناه:

الطريقة الثالثة	الطريقة الثانية	الطريقة الأولى
7	5	2
5	6	3
6	5	4
8	7	5
9	7	6

هل هناك فرق ذو دلالة احصائية في التحصيل يعزى لطريقة التدريس.

الحل:

متغيرات الدراسة:

المتغير المستقل: طريقة التدريس وتقسم إلى: الطريقة 1

الطريقة 2

الطريقة 3

المتغير التابع: التحصيل في مادة الاحصاء، ويقاس بالعلامة على الاختبار التحصيلي.

فرضيات الدراسة:

H₀: μ_1 = μ_2 = μ_3 الفرضية الصفرية

 H_1 : $\mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$ الفرضية البديلة البديلة

الاقتــراح: تجــزئة الفرضية الصفرية الأم الى مجموعة من الفرضيات البسيطة واستخدام اختبار t في كل مرة، ويكون عدد الفرضيات الجزئية = 2/(n-1)/2

الاقتراح مرفوض للأسباب التالية:

- 1. لا يمكن من خلال اختبار t دراسة أثر التفاعل.
- 2. غير عملي في ظل زيادة عدد المتوسطات الحسابية.
 - 3. تقل قيمة قوة الاختبار مع تثبيت قيمة α.
- 4. تزداد قيمة α (زيادة احتمال الوقوع في الخطأ) وهو شيء غير مرغوب فيه.

	الطريقة 1		الطريقة 2		الطريقة 3			
	G1	G1^2	G2	G2^2	G3	G3^2	Total	Total^2
	2.00	4.00	5.00	25.00	7.00	49.00	2	4
	3.00	9.00	6.00	36.00	5.00	25,00	ന	9
	4.00	16,00	5,00	25.00	6.00	36.00	4	16
	5.00	25.00	7.00	49.00	8.00	64.00	5	25
	6.00	36.00	7.00	49.00	9.00	81.00	6	36
				,			5	25
المجموع	20.00		30,00		35.00		6	36
المحتوسط _	4.00		6.00		7,00		Lo	25
Σ×2	90.00		184.00		255.00		7	49
الحدد	5		5		5		7	49
							7	49
							ம	25
		:					6	36
1							8	64
							ga	81
الصجموع		·					85	
الصجموع الص تو سط							5.67	
Σx2			<u></u>				529	
العدد							15	

 H_0 : μ_1 = μ_2 = μ_3 لاختبار الفرضية الصفرية

(MSB) وهو (Between Groups) وهو -1

2− نحسب التباين ضمن المحموعات(Within Groups) وهي (MSW)

3- نحسب صيغة الاحصاءة المستخدمة لاحتبار الفرضية هي:

 $F = \underbrace{MSB}_{MSW} \dots F_{k-1,n-k}$

درجة الحرية للبسط = (عدد المجموعات - 1) درجة الحرية للمقام = (حجم العينة - عدد المجموعات)

F الحسوبة أكبر من القيمة الجدولية F المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية F المحسوبة أكبر من الفرضية الصفرية التي تقول ان متوسطات المحموعات متساوية.

أي تباين في النهاية يصمم على شكل حدول كالتالي:

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
مصدر التباين	جموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف ف
Between Groups بين الجحموعات	SSB مجموع المربعات بين	C - 1 عدد الاعمدة-1	MSB=SSB/C-1 متوسط المربعات بين	MSB/MS W
Within Groups ضمن المحموعات	SSW بحموع المربعات ضمن	N - C حجم العينة-عدد الاعمدة	MSW=SSW/N-C	
Total الكلي	مجمـــوع SST المربعات الكلي	N - 1 1-حجم العينة		

التباين داخل المجموعات هو تباين عشوائي (ناتج عن اختلاف الأفراد).

التــباين بين المجموعات هو تباين عشوائي (ناتج عن اختلاف الأفراد)، وتباين ناتج عن اختلاف طريقة التدريس.

عندما يكون التباين لطريقة التدريس = 0، فإن التباين الداخلي التباين الخارجي، وهذا يحدث في حالة أن الفرضية الصفرية صحيحة.

حجم العينة N ، عدد المحموعات في العينة C

الفصل التاسع: تحليل التباين

MSW = SSW / N-C MSB = SSW / C-1 SST = SSB + SSW

احسب الكميات:

طريقة 1:

 $A = \sum x^{2}$ $B = (\sum x)^{2}/N$ $C = (\sum x)^{2}/n_{1} + (\sum x)^{2}/n_{2} +$ SST = A - B SSB = C - B SSW = A - C

طريقة 2:

 $SST = \Sigma (X-X')^2$ $SSB = \Sigma n_i (X'_i-X')^2$ $SSW = \Sigma (X-X'_i)^2$ Loginal Loginary Loginary

طريقة 3: اذا علمت المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية.

SSB = $n_1 (X'_1 - X')^2 + n_2 (X'_2 - X')^2 + ...$ SSW = $(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2 + ...$

حل المثال 9-2

 $\begin{array}{lll} A = \Sigma \, x^2 & = 529 \\ B = (\Sigma \, x)^2 / N & = (85)^2 / 15 = 481.67 \\ C = (\Sigma x)^2 / n_1 + (\Sigma x)^2 / n_2 + \dots & = (20)^2 / 5 + (30)^2 / 5 + (35)^2 / 5 = 505 \\ SST = A - B & = 529 - 481.67 = 47.33 \\ SSB = C - B & = 505 - 481.67 = 23.33 \\ SSW = A - C & = 529 - 505 & = 24 \end{array}$

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
مصدر التباين	مجمــــوع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف
Between Groups	SSB	C - 1	MSB=SSB/C-1	MSB/MS
بين الجحموعات	23.33	3-1 = 2	23.33/2= 11.665	₩ 11.665/2 = 5.8325
Within Groups	SSW	N – C	MSW=SSW/N-C	
ضمن المحموعات	24	15-3 ≈ 12	24/12 = 2	
Total	SST	N - 1		
الكلي	47.33	15-1 = 14		

القرار:

القيمة المحسوبة لــ 5.8325 = F

القيمة الحرجة (الجدولية) 3.89 = F2,12,0.05

بمــا أن القيمة المحسوبة > أكبر من القيمة الحرجة نرفض الفرضية الصفرية، ونستنتج أنه يوجد اختلاف في التحصيل يعزى الى طريقة التدريس.

ثم استخرج الجدول العام النسبة الفاتية

النسيبة الفالية	التبايي	ترجة الحرية	مجموع الربعات	مصدر الأبارن
	147.00	> (1)+	⊕ € 441.17	بين المجمع عات
14,29	9			
	10.29)•—(b)•—	94(164.63)	المنطأل المحترمي والامر
		19	605.8	

ف ١٤٠٤ ، د ج ١٤٠٥ ، دالة عند ١٥٠١ (الرجوع إلى جدول النسبة للقاتية لمترامته)

كولية أراء؛ هاول النبعة القانية حسب النسبة الغانية التي حصنا عليها وحسب ارجانا لحربة التي تعينا.

MILL XI TANK DE PER ENTREEL les tiens referre de l'exemperates respectivement des rends de Pasiet Pasi. 11,22 14,91 11,12 15,21 15,21 15,21 15,11 15,12 15,21 15,2 排事 以群 现在 11.63 15.86 de de U. 1.1 (°,2 de) de rec'hel de l'an del **小藤** 1.5 1,17 im all dis 1,33 1,13 43) 123 435 44: 4,[5 1,14 14 A31 A35 1,51 7,41 1,51 A.17 5.15 1,11 3.60 3.63 4.65 6,37 14 14 1,21 5,61 1.00 1.00 1.11 1.77 基 1.# 1.# حرد الله عا الله 10 17 ul in u 外 أي لسطر الأرل Z.P 北北 135 14 1.44 1.50 1,61 1,13 1,43 ا بوراني. all an è 10 in M #164 | # 41 # 41 9.44 5.83 八醇 11 عبرد لازارا عد (۱۹) 基時 2,78 4,18 7.35 2.57 1. 14 1. 14 檙 **ា**្ត្រ # 200 雄 1,80 2,67 III in 2.45 4.43 1 新 報義 明 編集 明 編集 **1**45 231 4.11 1,15 1,13 1,61 1,61 제 (1) 사 (1) 전 (1) 전 (2) 1,77 2,24 機構 解解 放射 放射 2,52 2,62 1.01 2.31 2,49 j 1,55 j (A) (A)

3-9 تحليل التباين الثنائي الثنائي Tow-Way Analysis of Variance: تحليل التباين الثنائي Tow-Way Analysis of Variance:

يـــستخدم لدراسة أثر متغيرين عاملين يقسم كل منهما أفراد العينة إلى مستويين أو أكثر على متغير كمي (المتغير التابع).

يـــستخدم لمقارنة عدة متوسطات حسابية بمدف دراسة أثر متغيرين مستقلين على متغير تابع واحد.

أي يستخدم تحليل التباين الثنائي لدراسة الأثر لعاملين هما العامل a والعامل b على متغير تابسع واحد، مثل دراسة أثر طريقة التدريس (العامل a)، والجنس (العامل b)، على التحصيل (المتغير التابع).

ويقصد بأثر التفاعل a X b على المتغير التابع هو اختلاف تأثير a على المتغير التابع من مستوى الى آخر من مستويات d ، أي يختلف تأثير طريقة التدريس على التحصيل لدى الذكور عسنه لدى الإناث، وفحص التفاعل مهم حداً حيث يعني وجوده التخصيص في النتائج، ويعني غيابه تعميم النتيجة.

إن تحلسيل التباين الأحادي يستخدم لدراسة أثر عامل واحد (المتغير العاملي) على متغير ما. ولكن ماذا لو اردنا دراسة أثر عاملين أو اكثر على متغير ما؟ في هذه الحالة يمكننا استخدام تحليل التباين الثنائي أو الثلاثي.

كثيرا ما يواجه الباحثون مشاكل تتطلب دراسة نوعين من العوامل أو المعالجات وفي هذه الحالسة يتم إجراء تحليل التباين بوجود معيارين للتصنيف فمثلا يكون المعيار الأول (طلاب في مدرسة) والمعيار الثاني (طرق تدريس مختلفة) فإذا أردنا معرفة ما إذا كان الاختلاف بين طلاب المدرسة عائد على اختلاف طريقة التدريس المتبعه معهم، وقد نرغب في معرفة التأثير المشترك لكلا العاملين (أي تأثير التفاعل). وفي الدراسات التطبيقية التجريبية يمكن مثلاً دراسة تأثير التربة ونوعية المهندسين ونوعية المستخدم في انتاج القمح، أو دراسة تأثير حودة مواد البناء ونوعية المهندسين لعمل البيوت السماد المستخدم في انتاج القمح، أو دراسة تأثير حودة مواد البناء ونوعية المهندسين لعمل البيوت السماد المسكنية، أو دراسة تأثير مناطق بيع البضائع ومصاريف الدعاية على كمية المبيعات.

فتحليل التباين الثنائي Two Way ANOVA يمكن استخدامه لدراسة اثر متغيرين على متغير كمي ما على متغير كمي ما المتغير المتغير المتغير المتغير التابع). ويستخدم في هذه الحالة حداول مزدوجة مكونة من صفوف وأعمدة وتضم كل خلية من خلاياهما مشاهدتين أو أكثر (مفردات تنتمي إلى صف معين وعمود بنفس الوقت).

• إن تحليل التباين باتجاهين يستخدم لمعرفة إن كانت هناك فروق معنوية بين المتوسطات (متوسـطات معالجات الصفوف، بين متوسطات معالجات الأعمدة، وكذلك بين متوسطات المشاهدات الموجودة في كل خلية حيث تستخدم متوسطات الخلايا لاختبار التفاعل).

من خلال تحليل التباين الثنائي يمكن اختبار ثلاث فرضيات كما يلي:

- 1. الأثر الرئيسي للمتغير العاملي الأول على المتغير التابع. H0: μa1= μa2= μa3
- 2. الأثر الرئيسي للمتغير العاملي الثاني على المتغير التابع. μb2= μb2= μb3.
 - 3. أثر التفاعل بين المتغيرين العامليين على المتغير التابع. a*b.

 $H0: \Sigma (\alpha B)^2 = 0$

شروط تحقيق التباين الثنائي:

- يجب أن يكون توزيع المتغير التابع طبيعيا لكل بحتمع من المحتمعات في تصميم التجربة، أي ان كل بحتمع ممثل بكل حلية من خلايا تصميم التجربة، فإذا كان على سبيل المثال تسلات مستويات لكل متغير عاملى فيكون هناك 9 خلايا. وان لم يتحقق هذا الشرط فانه مستويات لكل متغير عاملى فيكون هناك 9 خلايا. وان لم يتحقق هذا الشرط فانه يمكن الاستغناء عنه بزيادة حجم العينة بحيث تزيد على 15 مفردة لكل بحموعة (خلهية) ، وفي هذه الحالة قد تكون نتيجة تحليل التباين دقيقة الى حد ما حتى لو كان توزيع المتغير التابع ليس طبيعيا.
- يجب ان يكون تباين المتغير التابع متساويا لكل مجتمع من مجتمعات المعرفة في كل خلية من خلايا تصميم التحربة، وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإن نتيجة تحليل التباين لن تكون دقيقة. أما المقارنات البعدية الخاصة بالأثر الرئيسي فمن الممكن استخدام بعض الطرائق التي لا تشترط تساوي التباين.
- يجب أن تكون العينات مختارة بطريقة عشوائية من كل مجتمع من الجحتمعات. ويجب أن
 تكون قيم المتغير التابع مستقلة عن بعضها بعضا لكل مفردة من مفردات العينات.

هناك نماذج متعددة لتحليل التباين الثنائي ترتبط بالتصميم التجريبي الذي يعتمده الباحث منها:

- 1. تحليل التباين بآثار ثابــــة Fixed Effects
- 2. تحليل التباين بآثار عشوائية Random Effects
- 3. تحليل التباين بآثار حليك Mixed Effects

تحليل التباين بآثار ثابتة Fixed Effects

مثال:

المتغيرات المستقلة: 1- الجنس: وله مستويان ذكر وانثي.

2- طرق تعليم القراءة: ولها ثلاثة مستويات.

المتغير التابع: القدرة على الاستيعاب.

* تحليل التباين الثنائي Two Way Analysis of Variance

تحلميل التسباين الثنائي Two Way ANOVA يمكن استخدامه لدراسة اثر متغيرين علم منهما مفردات العينة الى مستويين (بحموعتين) او اكثر على متغير كمي ما (المتغير التابع).

مثال:

باستخدام ملف Employee data " الموجود مع برجحية SPSS اختبر الفرضية التالية: " لا يؤثر الجنس ونوع العمل في تحديد الراتب للموظفين بمستوى معنوية 0.05 "

الحل:

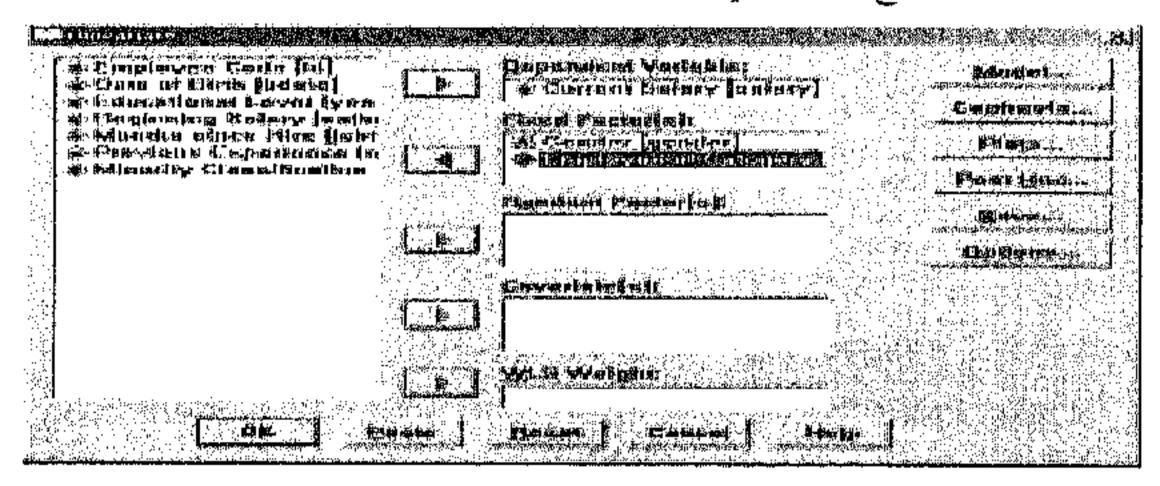
المتغيرات المستقلة: إن هناك عاملان يؤثران على تحديد الراتب هما:

المتغير التابع: الراتب.

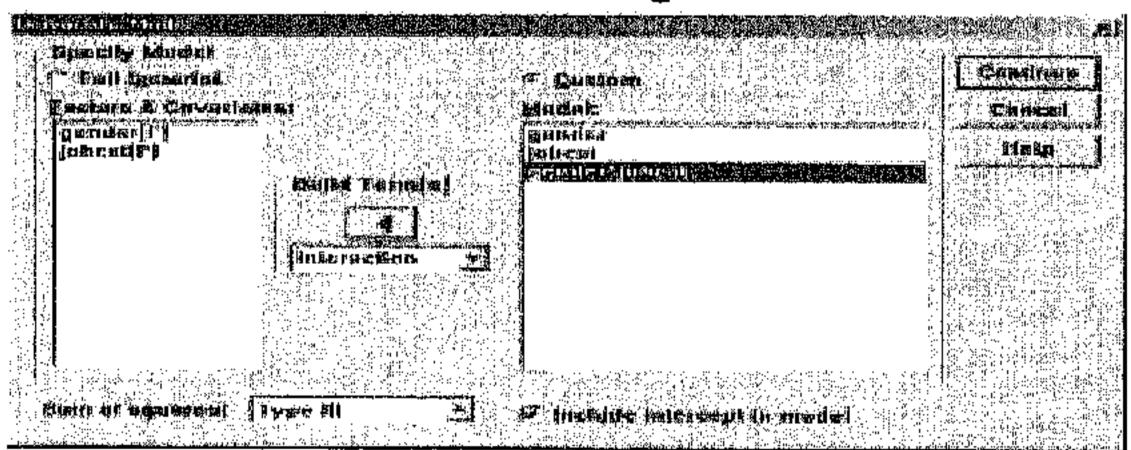
لذلك يمكن تقسيم هذه الفرضية الى ثلاث فرضيات حزئية وهي: الفرضية الاولى " لا تاثير للحنس في تحديد الراتب "

الفرضية الثانية "لا تاثير لنوع العمل على تحديد الراتب " الفرضية الثالثة" لا يوجد تفاعل بين متغير الجنس ومتغير نوع العمل " ولفحص الفرضيات نستخدم تحليل التباين الثنائي كما يلي:

1. مــن القائمة Analyze اختر General Linear Model ومن القائمة الفرعية اختر Univariate يظهر مربع الحوار التالي:



- 2. انقــل المستغير Salary الى المستطيل أسفل Dependent Variable والمتغيران Gender وJobcat إلى المستطيل أسفل Fixed Factor(s)
 - 3. اضغط على Model يظهر مربع الحوار التالي:



4. اختـر Custom ثم Main effects مـن القائمة أسفل (s) Build Term وانقل المتغيرين Gender و Jobcat الى المستطيل أسفل Model ، ثم اختر Interaction من القائمة Build Term وانقــل المستغيرين , Gender و Jobcat معا إلى المستطيل أسفل Model ، Model منعود الى المربع الاصلى.

Descriptive atatistics سيظهر مربع الحوار التالي اختر منه Options سيظهر مربع الحوار التالي اختر منه Homogeneity tests والحيار الخوار الأصلي.

Descriptive Statistics

Dependent Variable: Current Salary

Gender	Employment Category	Mean	Std. Deviation	N
Female	Clerical	\$25,003.69	\$5,812.838	206
	Manager	\$47,213.50	\$8,501,253	10
	Total	\$26,031.92	\$7,558.021	216
Male	Clerical	\$31,558,15	\$7,997.978	157
	Custodia!	\$30,938.89	\$2,114,616	27
	Manager	\$66,243.24	\$18,051.570	74
	Total	\$41,441.78	\$19,499.214	258
Total	Clerical	\$27,838.54	\$7,567,995	363
	Custodial	\$30,938.89	\$2,114.616	27
	Manager	\$63,977.80	\$18,244.776	84
	Total	\$34,419.57	\$17,075.661	47 4

Landent laws of and antition of the sound between the sound of the sou	Hall-man and the second seconds
en and the end	
	erit. Salter i Militaria din Sanjari sidan din indendenta data in salta in salta in salta in salta in salta in salta Bankaria din salta in salta indende a salta in data in salta in salta in salta in salta in salta in salta in s
	Admiritation of the contract o
g des and the first of the displacement of the left of the first of the contract of the contra	And Andread water being the selling
the could receive and an artist the court of	The state of the second of the second
(lest on principal particular description of the constitution of	Total Company of the complete
PSP4x10ffffesenteren lenangelt Links Albertallen er e	mer for New Francisco (new 1980 prop. 1981 pp. 75)
	School Register William Property House H

6. اضغط على Post Hoc ليظهر مربع الحوار التالي:

		25.3
Printed in 12. [Christela's]
The Contraction of the Contracti	Cannal	
	land ps	#
Lipped Comparison and consequent		
AND PORT IN A CONTRACT OF THE PROPERTY OF THE	parameter and the second se	
Taker to be a second of the se	28000	
- CONTRACTOR - AND CONTRACTOR -		
The second of th	recommend	
Bunkan and Manushan in the Bull and Manushan and the Commence of the Commence		
Tempelagens in LD Tolerander TH Transfering The Transfering the Adequate The Company	F 水 电	:. :

- 7. اختــر اختبار شفيه Scheffe للمقارنات البعدية من قائمة الاختبارات البعدية التي تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variance Assumed .
- 8. المحتر الحتبار دونت س Dunnett,s C من قائمة الالحتبارات البعدية التي لا تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variance Not Assumed
- 9. انقل المتغير Jobcat فقط الى المستطيل اسفل Post Hoc Tests For لأنه يتكون من ثلاث مستوين فقط.
 - Continue سنعود لمربع الحوار الأصلي. Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
Gender	f	Female	216
	m	Male	258
Employment	1	Clerical	363
Category	2	Custodial	27
	3	Manager	84

الجدول التالي يبين توزيع العينة حسب مستويات كل من المتغيرات العاملية.

جدول اختبار تجانس التباينtest of Homogeneity of Variances ، ويبين أن قيمة Sig. =0.0 يعنى أن تباين المحموعات غير متساو لألها اكبر من 0.05.

Sig. الجدول التالي يبين تحليل التباين الثنائي حسب فئات المتغير Gender ، ويظهر أن 0.05 ويظهر أن 0.05 وهسمي اقل من 0.05 أي أن الجنس يؤثر في تحديد الراتب. كذلك الجدول التالي يبين تحليل التباين الثنائي حسب فئات المتغير Jobcat ، ويظهر أن Sig=0.0 وهي اقل من Sig=0.0 أي أن نوع العمل يؤثر في تحديد الراتب. كما يظهر أن هناك تفاعل بين الجنس ونوع الوظيفة Sig=0.0 وهي اقل من Sig=0.0

Levene's Test of Equality of Error Variances a

Dependent Variable: Current Salary

F	df1	df2	Sig.
33.383	4	469	.000

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: intercept+GENDER+JOBCAT+GENDER* JOBCAT

Multiple Comparisons

Dependent Variable: Current Salary

	(I) Employment Category	()) Employment Category	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
Scheffe	Clerical	Custodial	-\$3,100.35	\$1,875.539	.256
		Manager	-\$36,139.26*	\$1,138.387	.000
	Custodial	Clerical	\$3,100.35	\$1,875.539	.256
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,080.027	.000
	Маладег	Clerical	\$36,139.26*	\$1,138,387	,000
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,080,027	.000
Dunnett C	Clerical	Custodial	-\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$36,139,26*	\$2,029.912	
	Custodial	Clerical	\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,031.840	
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$2,029.912	
		Custodial	\$33,038,91*	\$2,031,840	

Based on observed means.

الجمدول التالي يبين أن متوسطات Jobcat مختلفة ويبين أن متوسطات الكتاب المدراء وكذلك متوسطات الحراس والمدراء مختلفة بينما لا يوجد خلاف بين متوسطات رواتب الحراس والكتاب له دلالة إحصائية تذكر

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent '/ariable: Current Salary

Dependent rangara.					,
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig,
Corrected Model	9.64 6 E+10 ^a	4	2.411E+10	272.780	.000
Intercept	1.773E+11	1	1.773E+11	2005.313	.000
GENDER	5247440732	1	5247440732	59.359	.000
JOBCAT	3.232E+10	2	1.616E+10	182.782	.000
GENDER * JOBCAT	1247682867	1	1247682867	14.114	.000
Error	4.14 6 E+ 1 0	469	88401147.44		
Total	6,995E+11	474			
Corrected Total	1,379E+11	473		<u>. </u>	

a. R Squared = .699 (Adjusted R Squared = .697)

^{*.} The mean difference is significant at the .05 level.

* تحليل التباين الثلاثي Three Way ANOVA

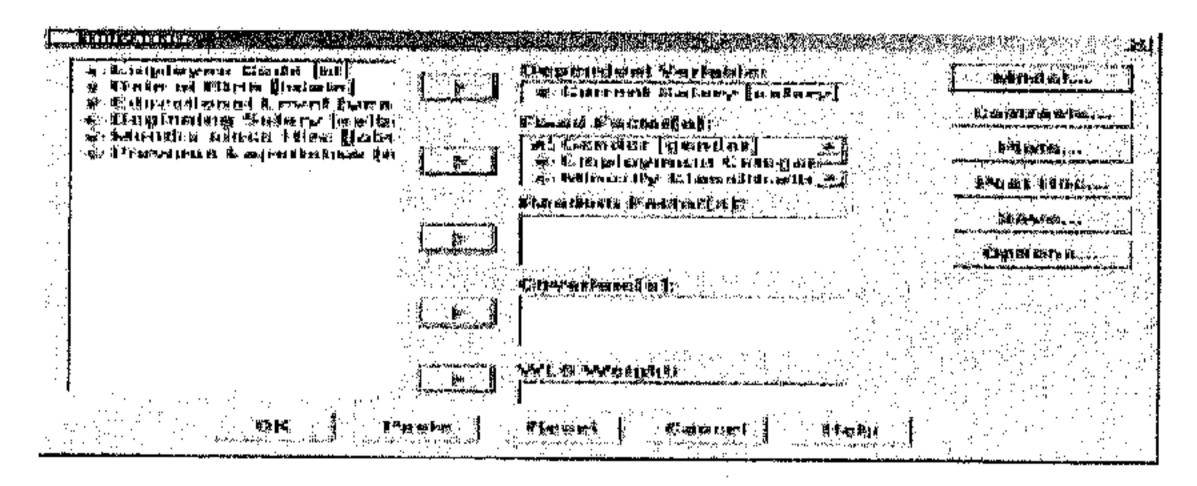
اذا كــان لديــنا ثلاث متغيرات عاملية واردنا فحص اثر هذه العوامل على متغير تابع نستخدم تحليل التباين الثلاثي ونتبع نفس خطوات تحليل التباين الثنائي ولناخذ المثال التالي:

مثال: استحدم ملف Employee data لفحص الفرضية التالية:

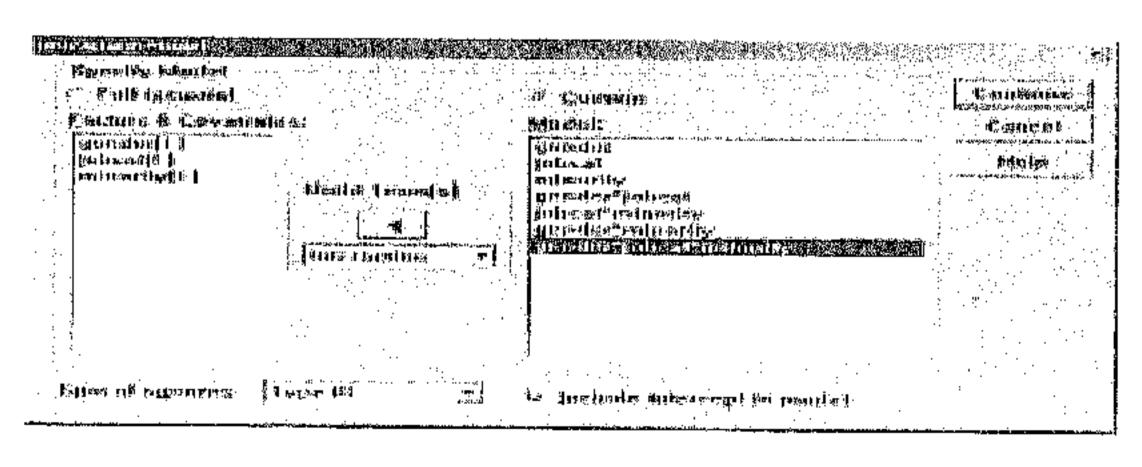
" لا يوجد فرق في متوسطات رواتب الموظفين تحت تاثير الجنس و نوع الوظيفة والاقلية بمستوى دلالة 0.05"

ولفحص هذه الفرضية نتبع الخطوات التالية:

1. مــن القائمة Analyze اختر General Linear Model ومن القائمة الفرعية اختر Univariate يظهر مربع الحوار التالي:



- 2. انقــل المــتغير Salary الى المــستطيل اسفل Dependent Variable والمتغيرات Jobcat والمتغيرات . Fixed Factor(s)
 - 3. اضغط على Model يظهر مربع الحوار التالي:



4. اختـر Custom ثم Main effects من القائمة أسفل Build Term (s) من المتعليل أسفل Main effects ثم اختر Custom من Interaction و أن الله المستطيل أسفل Model ، ثم اختر Jobcat و Gender من Build Term وانقل المتغيرات معا مئني مثني ثم جميعهم إلى المستطيل اسفل Build Term كما بالشكل أعلاه، اضغط Continue سنعود إلى المربع الاصلي.

Descriptive atatistics سيظهر مربع الحوار التالي اختر من Options عنص .5 Display Means والخيار Homogeneity tests وانقل المتغيرات الثلاثة الى المستطيل أسفل Acontinue تم اضغط for تم اضغط Continue لنعود لمربع الحوار الأصلي.

Continue of February tensil before and		
Parametral sensi languar bungan seria.	PROPERTY THE PROPERTY.	Mariana Palengue d'ant
ngerasuliges kaltak.est ann fancerity:		Triding Call
and the second of the second o		Cresing reference where her or the college of the c
TO A STATE OF THE PARTY OF THE		English Andrews 1985
() legatory W Classical was created assets		Plentasian schieben
T Englishment of deligate 142 a. 1 Observed process		Marrial and the second of the
f" Phytograph and an and later de co. I Complement spercellische del constituti		Established in the Company of the Co
Magningranish bermanis J.TVI		hangangsprondag anggra di hija
		ENGRESE CHARLES TO THE PROPERTY OF THE PROPERT

6. اضغط على Post Hoc ليظهر مربع الحوار التالي:

in parag	Je (st. 9)	M. Carrie Si 170 1973
in in this		C HATELEN AND A CONTRACTOR OF THE CONTRACTOR OF
		1 Galler
Egient Caidman.co Aspania		
r Leo	-Make Courter	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1
Γ Bombatabl Γ 1 Γ Sidak Γ τ	i Magantan in name is della la Sik higo Novik malaji et elemente in telem Tempio in namente in la colo i della	rrespectively. Figure
i Armetia i L		Hotel B. Nath
min and the state of the section of	BOARD BALLER GOTTO	
		Longitude of Confessions
Egical Variances Bas Ans		
40 m - PYT JACK MANGEL AND COLOR DELEVAL BELANDED BEGINNED ALB BELLDE STATE OF STATE AND ALB BELLDE STATE OF S	문이 있다는 100세대 그는 그는 작업에서 살면 그렇게 살아온 한국 그는 사람들은 사람이 없는데 그 그리고 되었다면 그 모든 것이다.	a de William I field in the entre field is in the

7. اختـر اختبار شفيه Scheffe للمقارنات البعدية من قائمة الاختبارات البعدية التي تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variance Assumed .

8. اختــر اختبار دونت س Dunnett,s C من قائمة الاختبارات البعدية التي لا تشترط قائل تباينات الفئات Equal Variance Not Assumed

9. انقل المتغير Jobcat فقط إلى المستطيل اسفل Post Hoc Tests For لأنه يتكون من ثلاث مستويات أما المتغيران الاخران فلا ننقلهما لأنهما يتكونان من مستويين فقط.

10. اضغط Continue سنعود للمربع الحوار الأصلي. اضغط Ok تائج التالية: على الدارس تفسير النتائج

Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
Minority Classification	0	Ио	370
	1	Yes	104
Gender	f	Female	216
	m	Male	258
Employment	1	Clerical	363
Category	2	Custodial	27
	3	Manager	84

Descriptive Statistics

Dependent Variable: Current Salary

Minority Classificat		Employment Cated	Mean	Std. Deviation	N
No	Female	Cierical	25,471.45	\$6,092.372	166
		Manager	47,213.50	\$8,501.253	10
 		Total	26,706.79	\$8,011.894	176
	Male	Clerical	32,671.64	\$8,578.999	110
		Custodial	31,178.57	\$1,658.743	14
		Manager	55,683.57	18,029.451	70
		Total	14,475.41	20,330.662	194
·	Total	Clerical	28,341.09	\$7,994.659	276
		Custodial	B1,178.57	\$1,658.743	14
		Manager	63,374,81	18,164.043	80
		Total	36,023.31	18,044.096	370
Yes	Female	Clerical	23,062.50	\$3,972.369	40
		Total	23,062.50	\$3,972.369	40
•	Male	Clerical	28,952.13	\$5,712.419	47
		Custodial	80,680.77	\$2,562.920	13
		Manager	76,037.50	\$17,821.961	4
		Total	32,246.09	13,059.881	64
•	Total	Clerical	26,244.25	\$5,772.874	87
		Custodial	80,680.77	\$2,562.920	13
		Manager	76,037.50	17,821.961	4
		Total	28,713.94	11,421.638	104
Total	Female	Clerical	25,003.69	\$5,812.838	206
		Manager	47,213.50	\$8,501.253	10
		Total	26,031.92	\$7,558.021	216
•	Male	Clerical	31,558.15	\$7,997.978	157
		Custodial	80,938.89	\$2,114.616	27
		Manager	56,243.24	\$18,051.570	74
		Total	1 '	[']	258
· ·	Total	Clerical	27,838.54	\$7,567.995	363
		Custodial	30,938.89	\$2,114.616	27
		Manager	53,977.80	18,244.776	84
		Total	84,419.57	17,075.661	474

Levene's Test of Equality of Error Variance's

Dependent Variable: Current Salary

F	df1	df2	Sig.
17.696	8	465	.000

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design:

Intercept+MINORITY+GENDER+JOBCAT+MINORITY *
GENDER+GENDER * JOBCAT+MINORITY *
JOBCAT+MINORITY * GENDER * JOBCAT

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Current Salary

- Coperior Conductor	Type III Sum			··	
Source	of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	9.751E+10 ^a	8	1.219E+10	140.251	.000
Intercept	1,444E+11	1	1.444E+11	1661.526	.000
MINORITY	61989119.7	1	1989119.66	.713	.399
GENDER	756876310	1	4756876310	54.737	.000
JOBCAT	2.006E+10	2	1.003E+10	115.420	.000
MINORITY * GEND	27977363.9	1	7977363.93	.322	.571
GENDER * JOBCAT	981526336	1	81526335.9	11.294	.001
MINORITY * J OBCA	690053398	2	45026699.0	3.970	.020
MINORITY * GEND * J OBCAT	.000	0	•		•
Error	4.041E+10	465	6903667.84	Ē.	
Total	6.995E+11	474			
Corrected Total	1.379E+11	473	<u> </u>		

a R Squared = .707 (Adjusted R Squared = .702)

Estimated Marginal Means

1. Minority Classification

Dependent Variable: Current Salary

			95% Confidence Interval	
Minority Classification	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound
No	40443.745ª	835.531	38801.861	42085.629
Yes	39683.224ª	1423.737	36885.469	42480.979

a. Based on modified population marginal mean.

2. Employment Category

Dependent Variable: Current Salary

		• • •	95% Confidence Interval	
Employment Category	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound
Clerical	27539.427	577.449	26404.695	28674.160
Custodial	30929.670ª	1795.293	27401.779	34457.562
Manager	62978.190 ^a	1875.508	59292.670	66663.711

a. Based on modified population marginal mean.

Post Hoc Tests Employment Category

Multiple Comparisons

Dependent Variable: Current Salary

	Tondoice Carrein Balary		T		
	(I) Employment Category	(j) Employment Category	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sia
Scheffe	Clerical	Custodial	-\$3,100.35	\$1,859.586	Sig. .250
		Manager	-\$36,139.26*	\$1,128.703	.000
	Custodial	Clerical	\$3,100.35	\$1,859.586	,250
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,062.334	.000
	Manager	Clerical	\$36,139.26*	\$1,128.703	.000
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,062.334	.000
Dunnett C	Clerical	Custodial	-\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$36,139.26*	\$2,029.912	
	Custodial	Clerical	\$3,100.35*	\$568.679	
		Manager	-\$33,038.91*	\$2,031.840	
	Manager	Clerical	\$36,139,26*	\$2,029.912	
		Custodial	\$33,038.91*	\$2,031.840	

Based on observed means,

(ANCOVA) nalysis of Covariance تحليل التغاير 4-9

يعتب تخليل التغاير (ANCOVA) من الأساليب المستخدمة مع التصميم شبه التجريبي والفرق بينهما انه في حال التصميم التجريبي يتم ضبط المتغيرات المتحكمة في المتغير التابع أما في التسميم شبه التجريبي فإن بعض المتغيرات المؤثرة في النتائج لم يتم إجراء تكافؤ بين المجموعات التجسريبية والضابطة إنما تم قياس تلك المتغيرات فقط وبالتالي فإن استخدام الاختبار البديل وهو تحليل النباين لن يعطي نتائج حقيقية ، لذلك نستخدم أختبار تحليل التغاير.

^{*} The mean difference is significant at the .05 level.

مسئال: تم اختسيار 9 مفحوصيين عشوائياً و توزيعهم على 3 مجموعات درست كل مجموعة منهم بإحدي طرق التدريس الرياضيات وتم قياس الاستعداد الرياضي والتحصيل حيث تم قياس الاستعداد الرياضي أو القدرة الرياضية قبل التجرية وقياس التحصيل بعد التجريب.

عة 1	مجمو	مجموعة 2		مجموعة 3	
استعداد	تحصيل	استعداد	تحصيل	استعداد	تحصيل
Apt	Ach	Apt	Ach	Apt	Ach
8	6	7	8	9	12
4	3	5	7	10	12
6	4	8	10	7	10

ونلاحظ أن البيانات يجب إدخالها بالترتيب التالي ببرنامج SPSS

Methodالطريقة	Aptاستعداد	Achتحصيل
1	8	6
1	4	3
1	6	4
2	7	8
2	5	7
2	8	10
3	9	12
3	10	12
3	7	10

الآن لدينا ثلاثة متغيرات وهي:

●المتغير المستقل: طريقة بثلاث مستويات أو ثلاثة محموعات مستقلة.

• متغير التغاير: اختبار القدرة الرياضية.

● المتغير التابع: اختبار التحصيل في الرياضيات

والواقع أن اختبار انكوفا يحاول حذف أثر المتغير المصاحب من المتغير التابع – التحصيل ومــن ثم نــستخدم اختبار – ف F على المتوسطات المعدلة للاختبار التحصيلي لتبين الفروق بيـنها، وفي حــال وجود أكثر من طريقتين أو عينتين يجب استخدام اختبارات المقارنة البعدية

وبرنامج SPSS لديه LSD و ت- بونفروني وSidak المعدل لتحسس موضع الفروق ، ولكن يفضل اختبار بونفروني و Sidak لأنهما يعتمدان على المتوسطات المعدلة.

شكل البيانات بمحرر SPSS

	method	apt	ach
1.00	1.00	8.00	6.00
2	1.00	4.00	3,00
9	1.00	6.00	4.00
4	2.00	7.00	8.00
,5	2.00	5.00	7.00
\$4.5.5 6	2.00	8.00	10.00
TO THE	3.00	9.00	12.90
8	3.00	10.00	12,00
. 9	3.00	7.00	10.00

التحقق من فرضية تساوي ميل الانحدار:

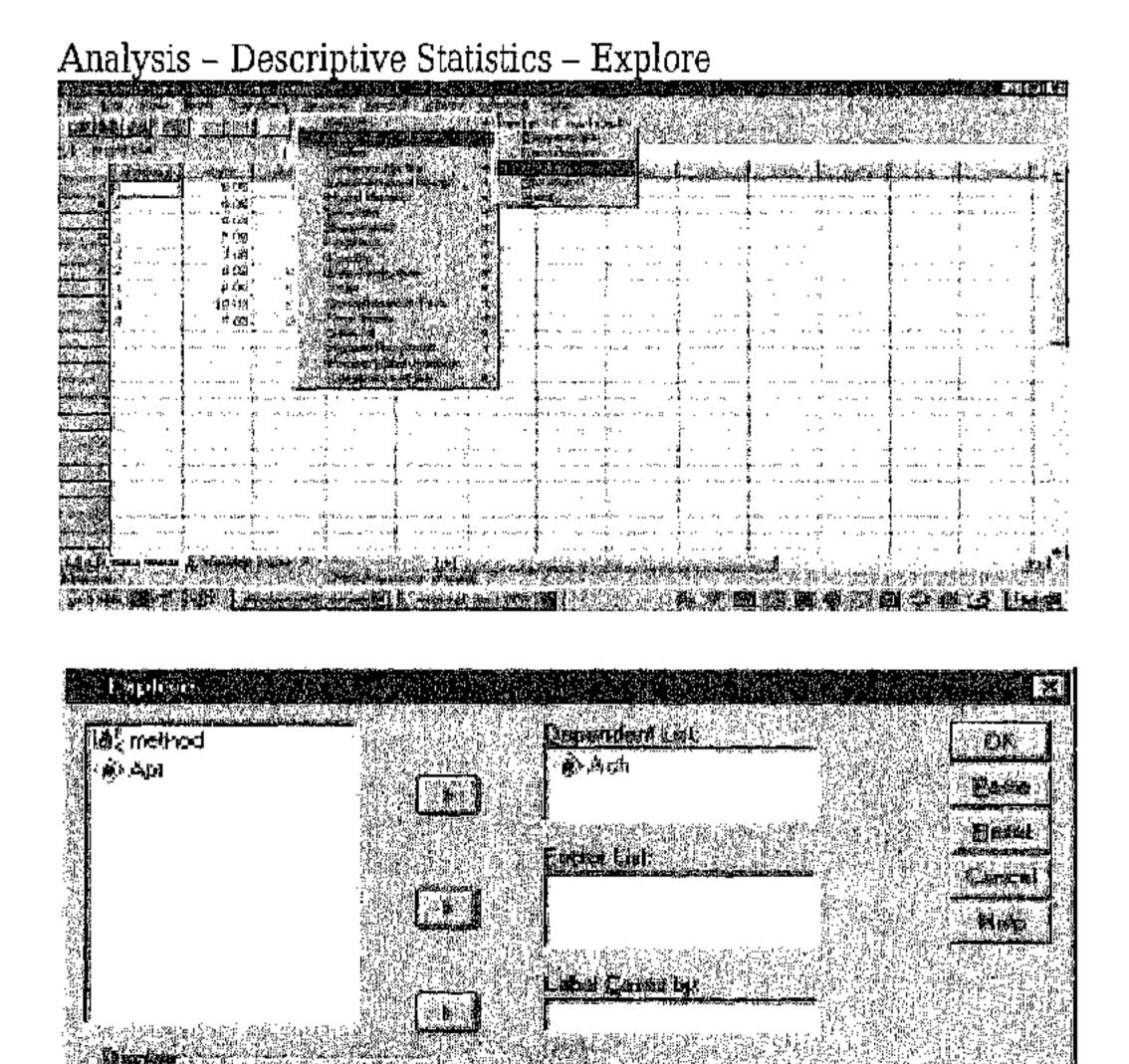
حتى نطبق تحليل التغير يجب أن تكون العلاقة بين متغير التغاير والمتغير التابع خطية وعدم وجود تفاعل بين متغير التغاير و المعالجات

هل توجد علاقة خطية قوية بين متغير التغاير و المتغير التابع ؟هل ميل الخطوط لكل من مستغير التغاير – الاستعداد – ومتغير التحصيل في المجموعات الثلاث متساوي ؟ (هل التفاعل بين الطرق الثلاث و الاستعداد دال إحصائيا؟

الخطسية: نظراً لأن اختبار أنكوفا عبارة عن نموذج خطي عام مع انحدار متعدد ، فيفترض أن متغير التغاير يرتبط خطياً مع المتغير التابع ، وفي مثالنا يجب أن يكون الارتباط خطي بسين كل من الاستعداد الرياضي والتحصيل في الرياضيات ، وفي برنامج SPSS يجب أن نرسم أو نحسدد الانحدار الخطي لكل المجموعات بين المتغيرين ثم نحسب مربع معامل الارتباط ونقارن بين الميل في كل مجموعة ..

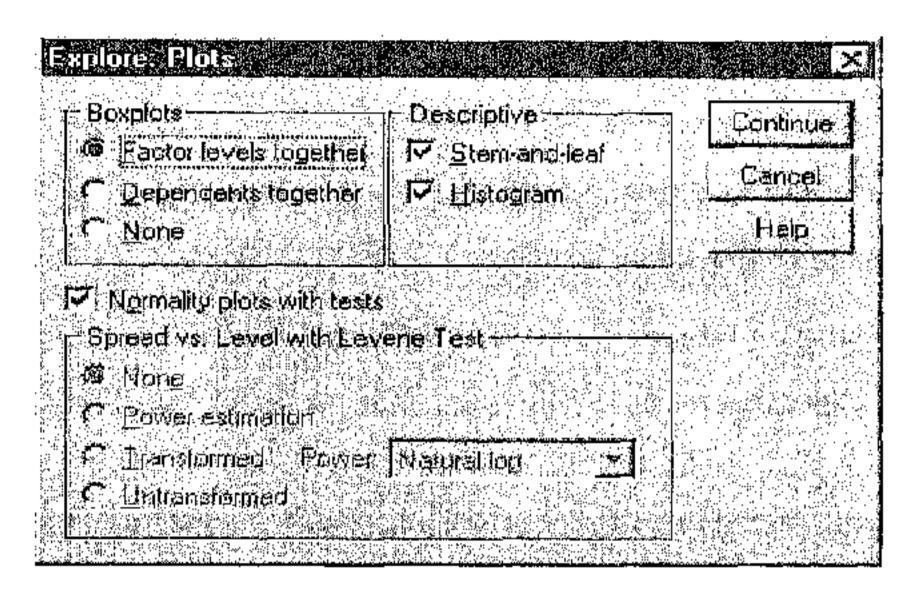
ك تجمعانس التباين: يجب أن يكون التباين متجانساً لكل المجموعات بين المتغيرين وهو نفسس شرط اختبار أنوفا مع ملاحظة شرط الاعتدالية أيضاً ، وشرط الاعتدالية شرط رياضي مهسم ، وقد اقترح بعض الباحثين أن هذا الشرط يمكن التغاضي عنه في حال العينات التي تزيد

عــن 30 وفي مثالنا العينة 3 ولكن فؤاد أبوحطب نقلا عن باحثين أخرين ذكر بتقليص العدد لــ 15 علي أساس أن الفروق تكون ضئيلة ، ولكن برنامج مثل sigmaStat يقوم بإجراء هذه العملية في كــل مرة وللأسف برنامج SPSS يترك ذلك لخبرة مشغل البرنامج الذي عليه ان يستحقق مــن شرطي التحانس وشرط الاعتدالية بنفسه باستخدام اختبار ليفين لتحانس التباين واختبار لليفورأو اختبار كالمحروف - سميرانوف - Kolmogorov واختبار لليفورأو اختبار كالمحروف الخطوات التالية :



انقر الزر Plots تحصل على النافذة التالية:

(Const. C. Singledon C. Picky



علم حانمة Continue تظهر النافذة التي Normality plots with tests تطهر النافذة التي تسبقها ثم انقر موافق .

Tests of Normality

Shapiro-Wilk			Kolmogorov-Smirnov(a)			
Sig.	Df	Statistic	Sig.	df	Statistic	
.537	9	.936	.200(*)	9	.174	Ach

^{*} This is a lower bound of the true significance.

a Lilliefors Significance Correction

ويخــشي بعض الباحثين عدم تحقق شرط الاعتدالية والحل ببساطة هو اللجوء للإحصاء الابارامترك.

كانس الانحدار: نفترض أنكوفا تجانس الانحدار وبعض البرامج تحسبه بشكل مستقل ولكـن يـستدل عليه في برنامج SPSS بحساب دلالة التفاعل بين المتغيرين من خلال حساب جدول أنكوفا مع حساب التفاعل.

حساب تحانس الانحدار مع باستخدام برنامج SPSS

Analysis - General Linear Model - Univariate.

1. اختر

. Independent variable وضعه في مربع المتغير التابع ach وضعه في مربع المتغير التابع

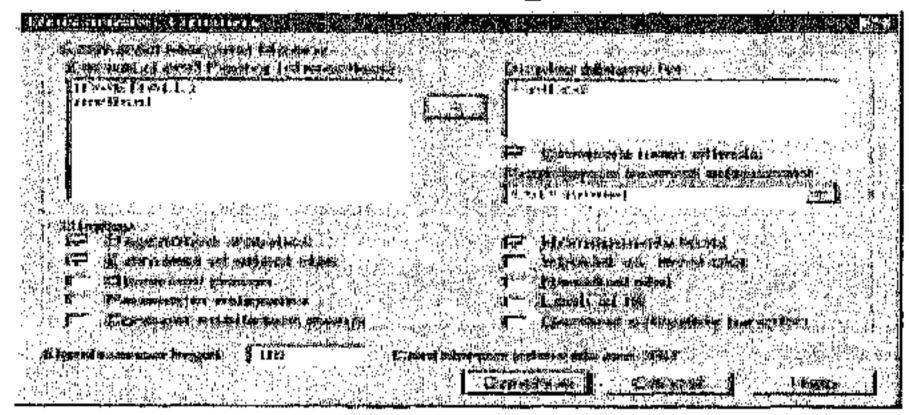
■اختر method وضعها في مربع العامل الثابت)Fixed Factor

الحتر المتغير apt وضعه في مربع متغير التغاير Covariate

§ اختر الخيار Options لعرض الاحصاءات والاختبارات المصاحبة .

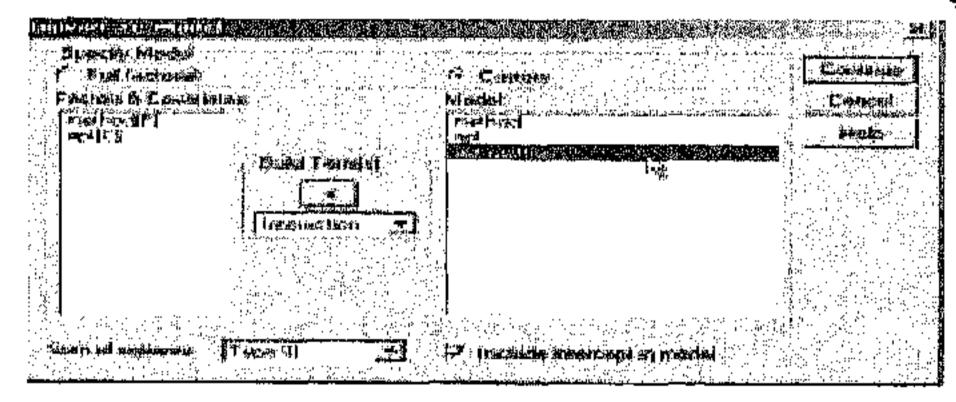
الحتر المتغير method انقله في مربع العرض Display mean box وعلم باقي المربعات كما بالشكل التالي:

نافذة الخيارات في اختبار أنكوفا ببرنامج SPSS



3- انقر الزر Model وانقر الخيار Custom

انقــل متغير التغاير apt و الطريقة method وعلمها معا ونقلهما للمربع الأيسر كما بالشكل التالى:



المخرجات:

Descriptive Statistics

Dependent Variable ACH

METHOD	Mean	Sla Davialian	M
1.00	4.3333	1.5275	3
2.08	B.3333	7.5275	3
3:00	11.3333	1.1547	3
Total	8.0000	3.2787	<u> </u>

حساب التفاعل

METHOD*APT.

Tests of Berneen Simples Effects

Depanded Variable: ACM

Élaures	Type III Sum cif Squares	фl	Mess Aquare	f		Ela Squared
Concelled House	\$4.000	5	តែ <i>ធ្</i> ខង	ង២ឡា3	.005	387
inggreini	1.629	1	1.629	4.461	.125	.598
METHOD	1,416	7	. 708	1.938	.ZB9	564
apt —	89.343	1	10343	geeng	013	និព្ឌ+
method "apt	.129	2	6.4566-02	177	.84S _k j	.105
Erece	1 995	3	305		M.	
Total	682,000	当	S	į		
Corrected Total	86 DCG	Ð				

A H Squared = AST Adjusted R Squared = AST

$$Partial\, p_{\text{nteraction}}^2 = \frac{Sumof\, Square_{\text{interaction}}}{Sumof\, Square_{\text{interaction}} + Sumof\, Square_{error}}$$

الاستحلاص:

The interaction is not significant, F(2,3) = .177, p = .846, partial eta square = .105.

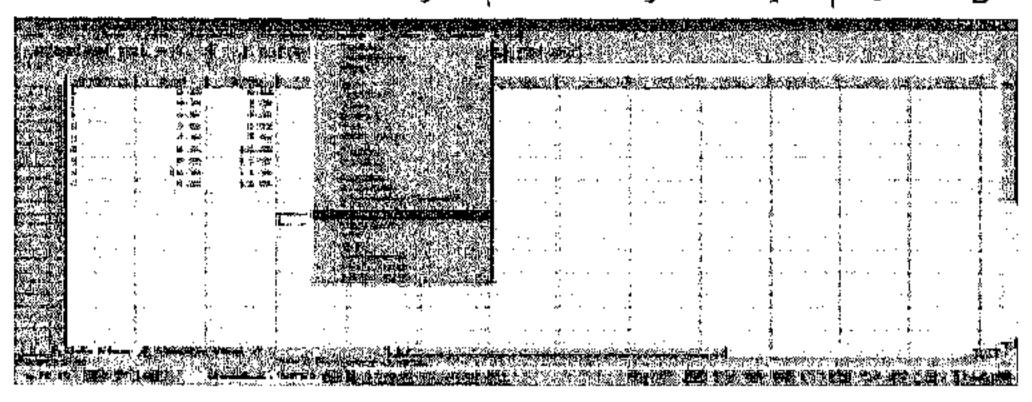
الــــتفاعل ليس دال إحصائيا مما يشير لتحقق شرط تجانس الإنحدار وبذلك يتحقق أحد شروط تحليل التغاير

وبعض البرامج الأخري غير برنامج SPSS تخرج جدول مستقل لتجانس الانحدار كما يلي :

اختبار تجانس الانحدار

Source	SS	df	MS	F	P
between regressions	0.13	2	0.06	0.18	0.843671
remainder	1.1	3	0.37		
adjusted error	1.22	5			

وهذا الجدول لا يظهر في برنامج SPSS وعدم دللالة قيمة F تعني تجانس الإنحدار ختبار شرط العلاقة الخطية بين المتغير التابع – التحصل – ومتغير التغاير الاستعداد من قائمة رسم Graph اختر Scatter ثم اختر النمط النشط البسيط

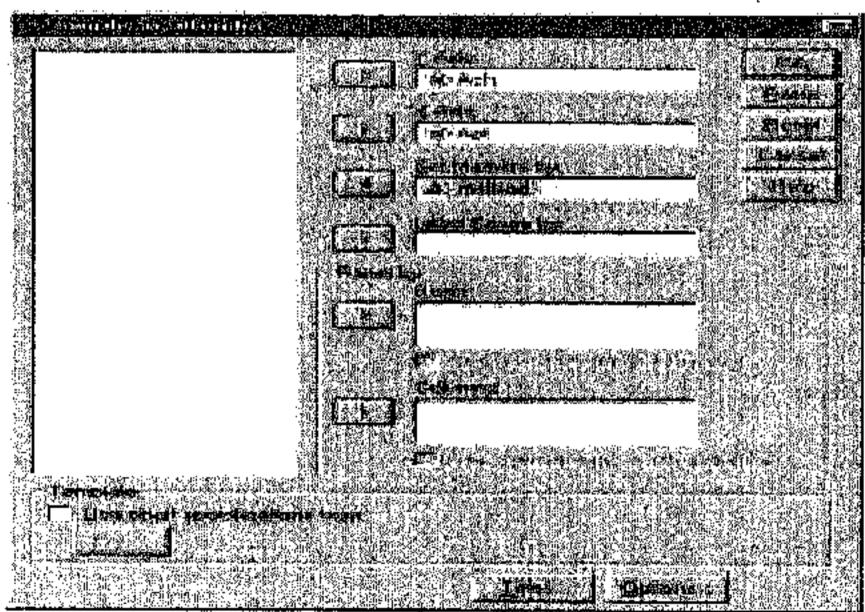


احتيار التشتت البسيط

Scatter/Dot		33 / 41 <mark>7</mark> / 183 / 183	
			F TO EMPLE 1
Seake	Scaller	TEN DOM:	Campel 1
East Byeney	[4] 97		Help
Schemen	[Z-] Purater		

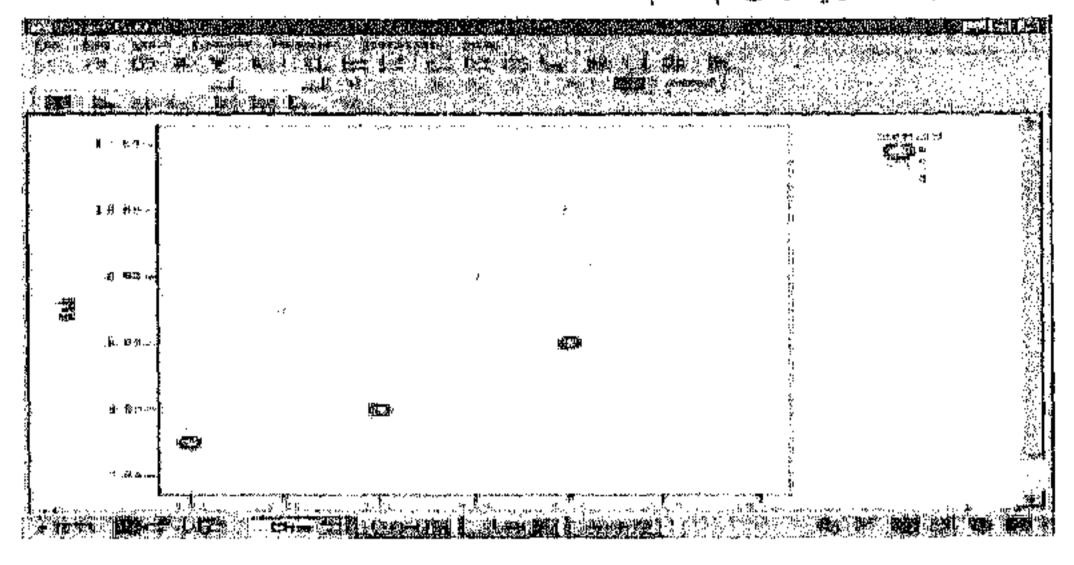
انقر الزر Define وانقل المتغير Ach لمربع محور Y ثم ضع المتغير Apt في مربع محور X وانقل التغير Set Markers by وانقل متغير العامل method لمربع Set Markers by كما بالشكل التالي :

نافذة اعدادات رسم الانحدار البسيط

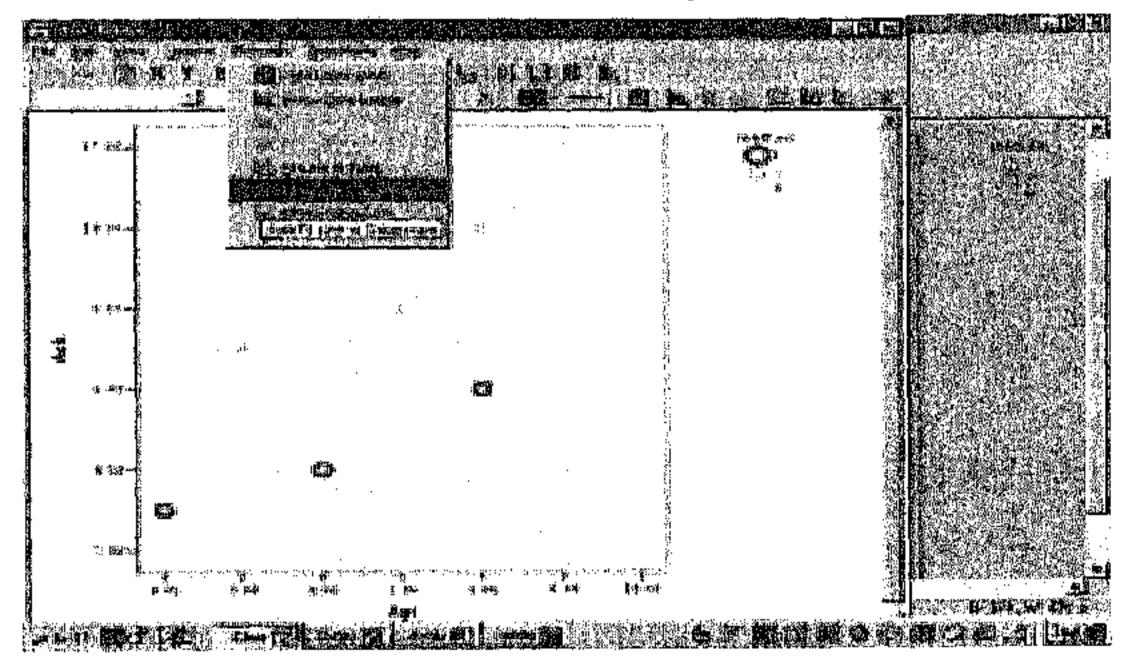


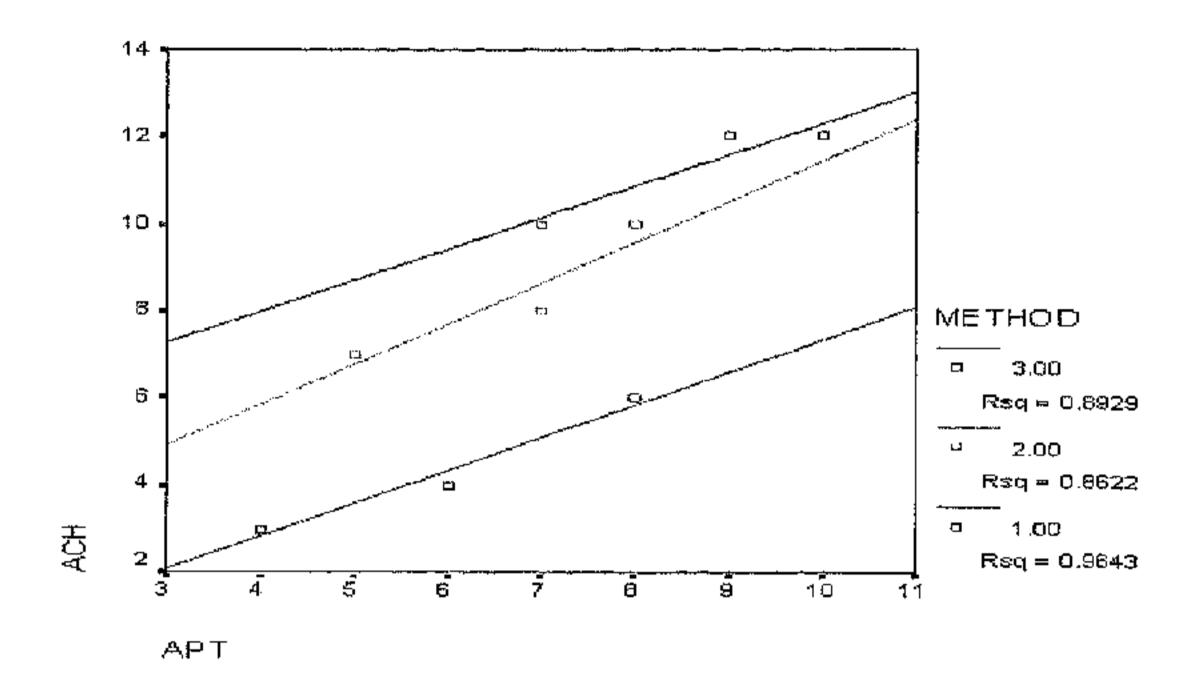
عدل المخطط للحصول على خطوط الانحدار بنقر الرسم نقرأ مزدوجاً

انقر دائرة الطريقة الأولي ومن ثم تعلم نقاطها



من قائمة elements اختر





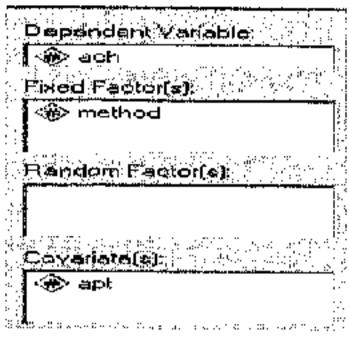
ومن الرسم يتضح أن متغير التغاير – الاستعداد الرياضي – يرتبط بعلاقة خطية مع المتغير الستابع – التحصيل في الرياضيات – في الطرق الثلاث المستخدمة في التدريس ومن ثم يتحقق شرط تساوي الميل The assumption of equal slopes ومن ثم ندري احتبار تحليل التغاير انكوفا باتجاه واحد .

وهذا واضح من شبه التوازي في الطرق الثلاث و مربع معامل الارتباط مرتفع والمتقارب في القيمة

تطبيق اختبار أنكوفا

الفروق في التحصيل لا ترجع فقط للفروق عبر طرق التدريس الثلاث ولكن أيضا لللفروق الابتدائية في الاستعداد ولكي نعزل أثر الاستعداد كما نراها في التطبيق القبلي لاختبار الاستعداد الرياضي ومن ثم نستخدم اختبار أنكوفا الذي سوف نناقشه فيما يلي من خلال المئال ولكن أو التنويه إلي أن الخطوات السابقة ضرورية ويجب التوقف عن استخدام اختبار أنكوفا لدي عدم تحقق تلك الشروط وخاصة شرطي تجانس الانحدار وشرط الخطية الذي يشير بسساطة لارتباط تنبؤي بين متغير التغاير والمتغير التابع وسوف نفترض انك أجريت تلك الاختبارات التحققية:

اختر Analyze \ General Linear Model \ Univariate وضع المتغيرات كما سبق ويوضحها الشكل التالي



اختر Model وعلم الزر Full factorial كما باشكل التالي :

	1 -
Univariate: Model	
。(2) "我们的有效的事情可能的,我们就是一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个一个	
Specify Model	
	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
,我 没有 "露"我看了她就是 想 得在我看着那些眼睛看着她的话,这是一点,只是我们就是这样的,这一点,也不是一点,这一点,这一点,一点一点,这样是一点。	
。在她 有这一 我的 是 的新疆影片的眼睛看着黑暗的一眼的双眼睛,只有一点笑,只是一个一点的,这是一个一点的,这一个一点,不是一个一点,	
「Full factorial Custom	
- ##점점하다. ## #################################	
The second secon	······································
Factors & Coveriates: Model	programme in the State of
· 我的我看看这块沙漠的客域是这类类们就是整数的效果。我会会是一种的心理,也是是是他们所有图像技术,但是不是一个。	极重要 医乳腺管 矿
中加斯·罗 <u>克·克克斯特索·拉斯特人的对象特别是否</u> 职情,就是这个企业,就是这个主要的,但是这个企业,但是这个工程,但是自己的人,是是是对于	: M. N. 1948 (1944)
The distriction of the control of th	المراكب المراجع

انقر الزر Ok

المتوسطات المعدلة

Estimated Marginal Means

METHOD

Dependent Variable: ACH

			95% Confidence Interval		
METHOD	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound	
1.00	5.209ª	.315	4.400	ව්.018	
2.00	8.684ª	.291	7.937	9.431	
3.00	10.107ª	.340	9.232	10.982	

a.

Evaluated at covariates appeared in the model: APT = 7.11111.

الآن يجــب أن تختبر الفروق بين المتوسطات لنحسب الفرق بين الطرق الثلاث بعد عزل أثر الاستعداد الرياضي

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: ACH

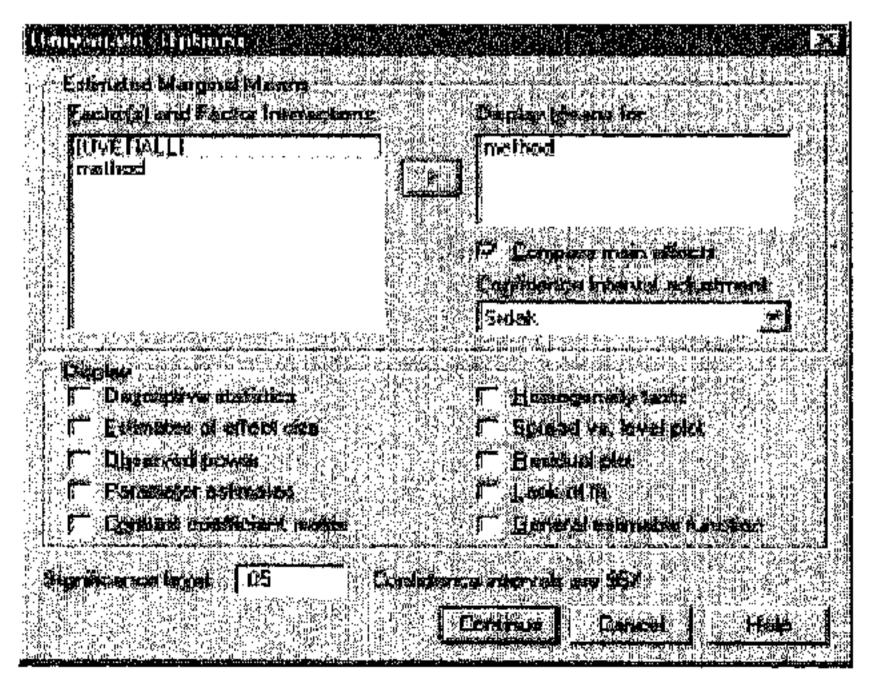
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Eta Squared
Corrected Model	84.776ª	3	28.259	115,401	.000	.986
Intercept	1.891	1	1.891	7.723	,039	.607
APT	10.776	1	10.776	44,805	.001	.898
METHOD	26.587	2	13.294	54.288	.000	.956
Error	1.224	5	.245			
Total	682.000	9				
Corrected Total	86,000	8				

a. R Squared = .988 (Adjusted R Squared = .977)

من الجدول ننظر لقيمة F المقابلة للطرق المستخدمة Method بحد أن قيمة F من الجدول ننظر لقيمة F المقابلة للطرق المستخدمة في المقارنة البعدية وهمي دالسة عند مستوي أقل من 0.001 وبالتالي يجب أن نستخدم اختبار للمقارنة البعدية للستحديد أى الطرق تفوقت على الطريقتين الأخريتين ، كما نلاحظ أن حجم التأثير كبير 0.956

$$Partial~\eta_{method}^{2} = \frac{Sumof~Square_{method}}{Sumof~Square_{method} + Sumof~Square_{error}}$$

ملحسوظة: لسن نتطرق لاستخدام الزر contrast للسهولة ولذلك من نافذة الخيارات السابقة



نتأكد من تعليم مربع الاختيار compare main effect وسوف نحصل علي نتائج من ضمنها الجدول التالي:

المقارنات البعدية باستحدام اختبار بونفروين

-3,080

3.083

-.234

.234

6.712

3.080

Pairwise Comparisons

Dependen	t Variable: Ach	· · · ·				
	İ	Mean Difference			95% Confider Differ	nce Interval for rence ^a
(I) method	_ (J) method	(I-J)	Std. Error	Sig.a	Lower Bound	Upper Bound
1	2	-3.474*	,412	.001	-4.929	-2.019
	3	-4.897*	.514	.001	-6.712	-3.083
2	1	3.474*	.412	.001	2,019	4.929

.469

.514

.469

,087

.001

.087

Based on estimated marginal means

-1,423

4.897*

1.423

- 1- لا توجد فروق دالة إحصائيا عند مستوي 0.01 بين الطريقة 2 والطريقة 3 لصالح الطريقة 3 الصالح الطريقة 3 الصالح الطريقة 2 ونلاحظ ظهور علامة * مع المتوسطين
- 2- تــوجد فروق دالة إحصائيا عند مستوي 0.01 بين الطريقة 1 والطريقة 3 لصالح الطريقة 1 ا
- -3 الطريقة 1 والطريقة 2 لصالح الطريقة 1 الطريقة 1 الطريقة 1 الطريقة 1 الطريقة 1

ملحوظة: احتبار أنكوفا بديل لاحتبار أنوفا في حالة عدم تكافؤ المحموعات.

^{*.} The mean difference is significant at the .05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni.

9-5 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مسئال 9-1: يسوجد 4 شعب في كل شعبة 10 طلاب درست بأربع طرق مختلفة ، والمطلسوب معسرفة إن كان هناك فرق معنوي في متوسط الشعب الأربعة عند مستوى معنوية 0.10

الفرضية:

هل تختلف متوسطات الشعب باختلاف طريقة التدريس عند مستوى معنوية 0.10 ؟ المتغيرات:

المتغير التابسيع Dependent : العلامة Mark

المتغير المستقل Independent : الشعبة Sectionn ولها اربع مستويات.

اذاً نستخدم تحليل التباين الاحادي One Way ANOVA

إدخال البيانات:

	sec	mark		sec	mark
1	1.00	5.00	21	3.00	7.00
2	1.00	6.00	22	3.00	5.00
31	1.00	3.00	23	3,00	6.00
4	1.00	2.00	24	3.00	8.00
5	1.00	4.00	25	3.00	5.00
6	1.00	10.00	26	3,00	10.00
7	1.00	7.00	27	3.00	7.00
8	1.00	3.00	28	3.00	3.00
9	1,00	4.00	29	3,00	4.00
10	1.00	7.00	30	3.00	6.00
11	2.00	8.00	31	4.00	10.00
12	2.00	7.00	32	4,00	8.00
13	2.00	7.00	33	4.00	9.00
14	2.00	9.00	34	4.00	9.00
15	2.00	2.00	35	4.00	4.00
16	2.00	9.00	36	4.00	9.00
17	2.90	8.00	37	4.00	9.00
18	2.00	4.00	38	4.00	5.00
19	2.00	5.00	39	4.00	6.00
20	2.00	8.00	40	4.00	7.00

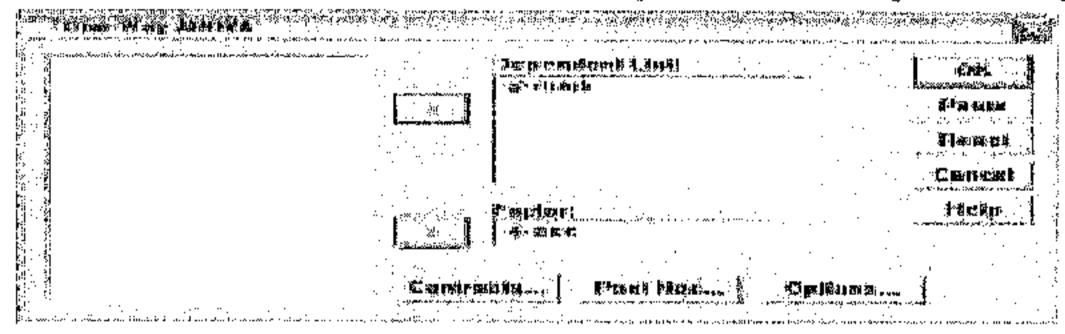
Leven's homogeneity of يسستخدم اختسبار لسيفين للستأكد من تماثل التباينات variances test

لإحراء تحليل التباين نتبع الخطوات التالية:

Analyze - Compare Means - One-Way ANOVA...

ضع المتغير Mark في نافذة المتغيرات التابعة :Dependent List

ضع المتغير العاملي sec في نافذة عاملي :Factor



انقر مفتاح ... Options تظهر لك شاشة الحوار أدناه الحتر حساب الإحصاءات الوصفية Descriptive الاحصاءات المحصوعات Homogeneity of variance test اختر فحص التماثل بين المحموعات Continue فتعود الى شاشة حوار Continue فتعود الى شاشة حوار One-Way ANOVA

Statistics	Continue
Descriptive Fixed and random effects	Cancel
Homogeneity of variance test	Help
Brown-Forsythe	Anni mara-t marche ad alla 40 sure:
Welch	
™ Means plot	
Missing Values	
Exclude cases analysis by ana	alysis

انقر زر الاختبارات البعدية المحتبارات البعدية

The Way MENTER FOR PRO	. Partiguedriph Controda, et el		
Equal Variables Asset			
i (1 (.531)	3-N-K	Waller-Duncasi	
Expeditionals —	Tukey Tukey's-k	(1) photos	
To seeming t	Dimizak	a algebrait fre algebrait	A Comment
PL-E-G-WO	Harateri - Film	lik i journe 6 man	Street of Alaptical
Equal Vallances Mut I	ta normedi		
Familiaries a 12 F	1. 1975, etc. 1986, 1986, 886, 886, 886, 1886, 1886, 1886, 1886, 1886, 1886, 1886, 1886, 1886, 1886, 1886, 1886	Sieman de Harres 18	Charment 4 to C
July 1 com and a supply of the contract of the same			
Z Wydlicamed bewelt All		Parecondensing representations of the contract	
		Component Con	

من الاختبارات البعدية في حالة تساوي التباين اختر اختباري Scheffe و Dunnett's C من الاختبارات البعدية في حالة عدم تساوي التباين اختر اختباري One-Way ANOVA ثم انقر زر Continue فتعود الى شاشة حوار One-Way ANOVA ثم انقر زر تيحة تحليل التباين الأحادي كما هو مبين أدناه:

الإحصاءات الوصفية للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي sec

Oneway

Estorip tives

MARK

					95% Confidence interval for Mean			
	N	Mean	Oftil. Devilation	您 t d. Error	Lower Board	Upper Sound	Mich th	Maxim ud
1,00	10	5.1000	2,42441	.76667	3,3657	68343	2.00	10,000
2.00	10	6,7000	2,31181	,73106	5.0462	8,3538	2.00	9,00
3.00	10	6,1000	2.02485	.64031	↓ £515	7,5485	3.00	(0.00
4.00	10	7.6000	2.01108	.63596	4161.6	9,0386	4,00	10,00
Total	ழ	<u>6,3750</u>	2,30,596	36400	5,5375	i	2.00	10,00

نتائج تحليل التباين الاحادي: الاحصاءات الوصفية للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي مثل المتوسطات الحسابية Mean، الانحرافات المعيارية Std. Deviation، والخطأ المعياري Std. Error، وفتسرات السئقة Std. Error وفتسرات السئقة Maximum واكبر قيمة المتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي.

Test of Homogeneity of Variances

机4尺板

Leve re Statktb	cffi	cht2:	ទឮ.
206	3	36	592

نستائج تحليل التباين الاحادي: اختبار ليفين لفحص تجانس التباين لفئات المتغير العاملي ينتج أن تباين المجموعات متساوية لأن قيمة مستوى الدلالة $\sin(0.892)$ وهي اكبر من مستوى الدلالة $\alpha=0.05$.

ANOVA

MARK

	Sim of Squares	ch'	Mean Square	F	ខដ្ធ.
Betweet Gloups	33.075	7)	11.025	2277	11296
Militalla Groups	174,300	35	4.842		
Total	207.375	39			

نتائج تحليل التباين الأحادي: فحص فرضية الدراسة.

عدم وجود فروق ذات دلالة احصائية على مستوى أقل من (0.05 = x)، حيث كانت قيمة مستوى الدلالة Sig أقل من 0.05

الفصل التاسع: تحليل التباين

Multiple Comparisons اختبار الفروقات البعدية Post Hoc Tests

Dependent Variable: MARK

			Mean			O# #	
	() SEC	(J) SEC	Difference (kJ)	Std , Error	Sig.	Lower Bound	nce Interval Upper Bound
Tukey HSD	1.00	2,00		.98404	377	4.2502	1,0502
Laks Auso	1.00	3.00	-1.6000 -1.0000	.98404	.741	-3,6502	1.6502
		4.00	-2.5000	.98404	D70	_6.1502	1502
	2.00	1.00	1.6000	.98404	377	-1.0502	4.2502
	# 18/ T	3.00	000a	.98404	928	-2.0602	3,2502
		4.00	- 9000	,98404	797	-3.5 5 02	1,7502
	3.00	1.09	1.0000	.98404	741	-1,6502	3,6502
	V-12-12	2.00	- 6000	,98404	928	-3.2502	2.0502
		4.00	-1,5000	.98404	434	4.1502	1.1502
	4.00	1.00	2,5000	,98404	D70	1502	5,1502
	•	2.00	9000	,98404		-1.7502	3,5502
		3,00	1.5000	.98404	.434	<u>-1</u> .1502	4,1502
Scheffe	1.00	2.00	-1.6000	.98404	.480	4.4856	1.2856
		3.00	-1.0000	.98404	.793	-3,885¢	1.8858
		4.00	-2,5000	.98404	111_	5,3856	.3856
	2.00	1.00	1.6000	.98404	.480	-1.2856	4.4856
		3,00	£000	.98404	945	-2.28 5 6	3,4856
		4.00		.98404	840	-3.7858	1,9856
	3.00	1.00	1.0000	.98404	.793	-1.885ზ	3,8856
		2.00	6000	.98404	245	-3,4856	2.2856
	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	4,00	-1,5000	,98404	.518	-4.3858	1,3858
	4.00	1,00	2,5900	.98404	.111	3858	5,3858
		2,00	£000	,98404	840	-1,9856	3,7868
		3,00	1,5000	.98404	516	-1,3856	4,3856
DUNNAM C	1.00	2,00 3.00	-1.6000 -1.2000	1 .០៩៩៩៩ .អូមទទទ		9.0071 -4.1183	1.7971 2.1183
	7,00	4.00 1.00	-2.6000 1.6000	1.06935		-8.8090 -1.7071	.6098 4.6071
		3.00 4.00 - 4.00	0000	.07193 .06808		-2.4338 -3.9249 -3.1193	3.0338 2.1249
	3.00	1.00 2.00	1.0000 6000	.98899 .07193 .00047		-3.633B	4.1183 2.4338 1.2172
	म.वच	- 4.00 1.00 2.00	2.6000 2.6000 .8000	.002.47 .00010 .00010		-4.3 [73] 8008 -2.1249	1.3173 5.6096 3.6246
		3.00	1.6000	96247		-1.3173	4,9173

نستائج تحليل التباين الأحادي: اختبار Tukey واختبار Scheffe واختبار Dunnett C واختبار للفروقات البعدية.

ان الفرق بين متوسطات المجموعات 1،2،3،4 غير دال احصائياً، أي لا يوجد فروق ذات دلالة احصائية بين المجموعات الأربع.

Homogeneous Subsets

MARK

			Sebsetion apka - .05
	Sec	M .	Ί
Talkery HSi Di	1.00	1Ö	5.1000
	3.00	10	6,1000
	2.00	10	6.7000
	# ,C)(C)	10	7.6000
	SU.		.070
Schette!	1 40	ID	5.1600
	3.00	10	5.1 000
	12 JOHO	100	6.760 0
	4,0000	10	7.6000
L	56日。		444

Meass for groups is born oge seous sabsets are displayed. e. Uses Harmonic Meas Sample Size - 10 000.

نــتائج تحلــيل التــباين الأحادي: اختبار Scheffe واختبار للفروقات البعدية للمحموعات المتماثلة.

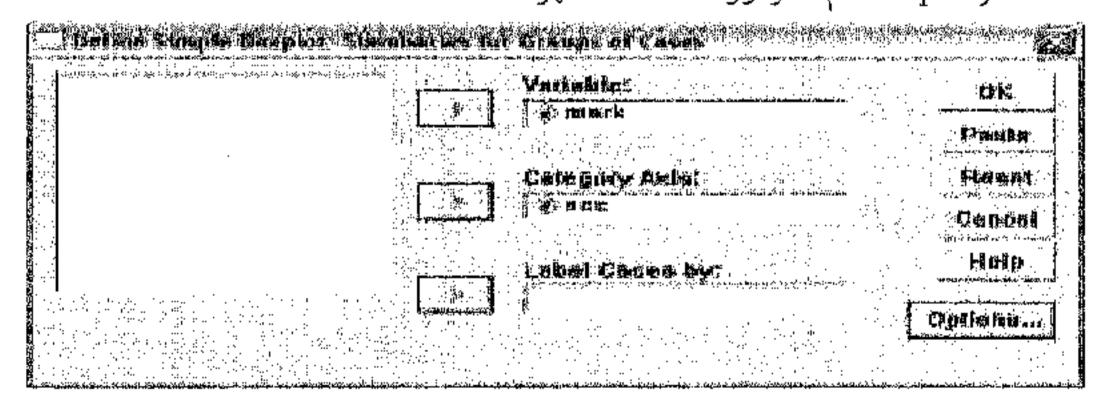
* استخدام الرسومات البيانية لتوضيح نتائج تحليل التباين الأحادي

Graph – Boxplot...

ان توزيع التغير يختلف من فئة الى احرى

				T		
○□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□□	Simp				Def	ine
					Can	cel :
\$P\$ 中中	Clust	ered			He	
	In Cha					
A Commence of the		1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	tanii Citaaa ()			
	n h n n h n n z s h		⇒ echreni	mue wa		1

انقر Simple ثم انقر زر Define تظهر الشاشة أدناه:



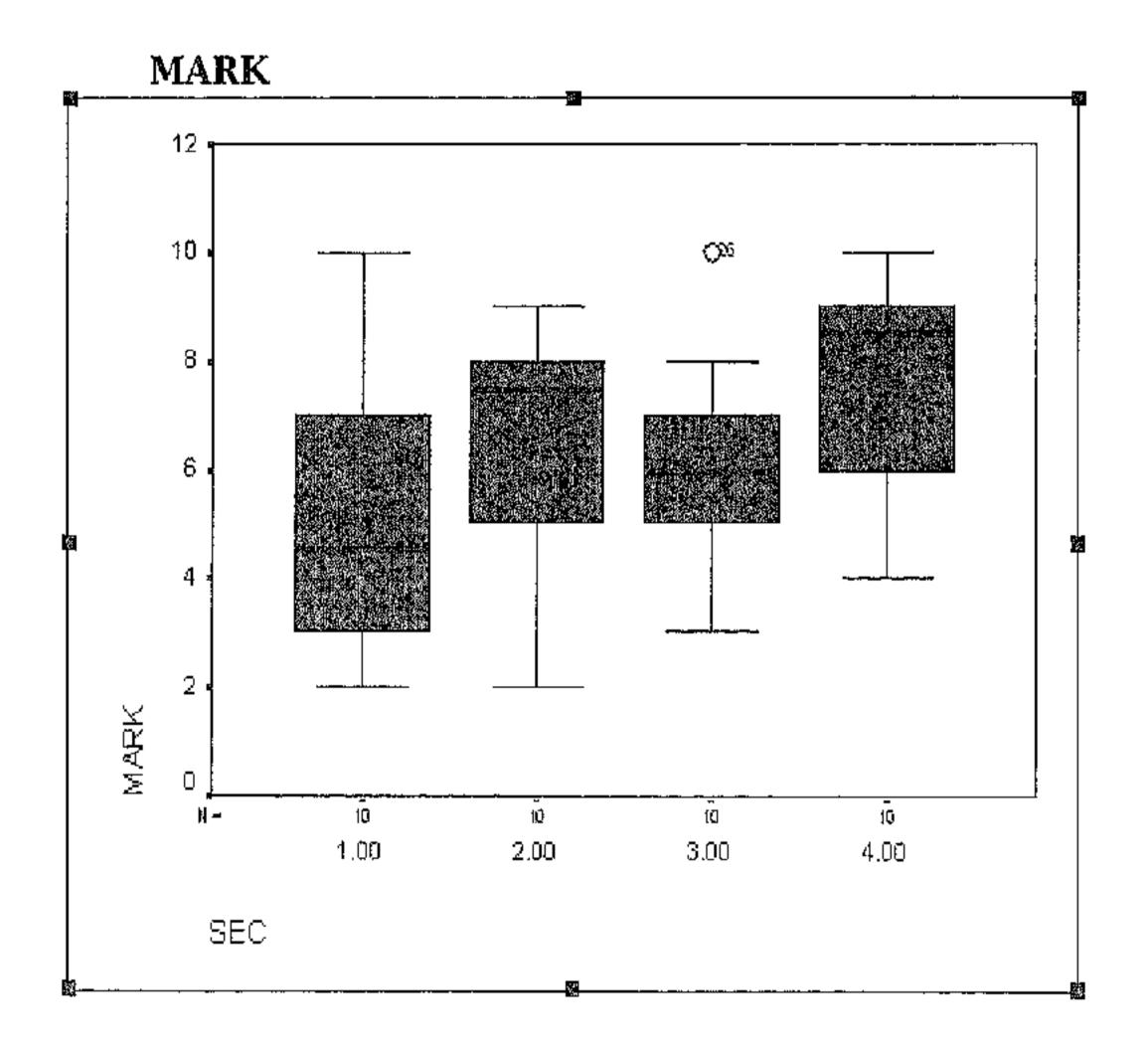
ضع المتغير mark في نافذة :Variable ، وضع المتغير sec في نافذة :mark في نافذة منافذة :category Axis في نافذة : م انقر زر Ok ، تظهر لك شاشة المخرجات المبينة أدناه:

الفصل التاسع: تحليل التباين

SEC

Case Processing Statemary

ſ			C888					
i			\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\		Missing		Talati	
		SEC.	N	Percard	14	Percerd	N	Percent
	國為阿敦	1.00	# .)	addur u	()	0%	恂	100.0%
		2.00	40	100.0%	C t.	9%	10	100.0%
		3.00	10	100096	<u> </u>	9%	10	100.0 %
		4,00	10	1000%	<u>G</u>	974	10	100.0%



6-9 تماریسن Exercise.

س1: اجب عن ما يلي:

- 1- لماذا تكون قيمة F مساوية للواحد الصحيح ، عندما لا يكون هناك أثراً للمعالجة؟
- 2- وضـــح لمــاذا نـــستخدم اسلوب تحليل التباين الأحادي بدلاً من تكرار استخدام اختبار t لاختبار للاختبار الفروق بين ثلاثة أوساط أو أكثر.
- 3- على افتراض ان رئيس جامعة مؤتة بصدد ترقية دكتور لدرجة أعلى، فما هو نوع الخطأ المتوقع الوقوع فيه إذا كان:

أ- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم قبول الفرضية الصفرية H0 خطئاً.

ب- الفرضية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم رفض الفرضية الصفرية H0 خطئاً.

- ج- الفرضية الصفرية HO بشكل المرضية الدكتور يستحق الترقية، وتم قبول الفرضية الصفرية HO بشكل صحيح.
- د- الفرضـــية هي أن الدكتور يستحق الترقية، وتم رفض الفرضية الصفرية H0 بشكل صحيح.
- س2− الحـــدول التالي يمثل نتائج ثلاثة شعب مختلفة في مادة القياس والتقويم في حامعة مؤته تم تدريسهم من قبل ثلاثة اساتذة مختلفين.

لنفرض الاساتذة كالتالي: الاستاذ 1 ، 2 ، 3

الشعبة: 1 ، 2 ، 3

الاستاذ 3	الاستاذ 2	الاستاذ 1	رقم الطالب	
الشعبه 3	الشعبه 2	الشعبه 1	رقم الطالب الشعبه	
60	66	45	1	
50	78	50	2	
70	90	55	3	
90	67	60	4	
95	75	35	5	
93	72	50	6	
88	66	62	7	
74	70	64	8	
51	80	71	9	
35	72	80	10	

التباين، او حد جدول تحليل التباين، -1

 $\alpha=0.05$ اختبر الفروق بمستوى معنوية ($\alpha=0.05$).

3- اختبر تجانس التباينات.

4- هل يوجد هناك استاذ مميز ام لا.

س3- في دراسة لمعرفة أثر المعاملات الهرمونية علي إنتاج البيض أخذت عينة لأربعة معاملات هــرمونية تتمثل في 10 دجاجات لكل معاملة وتم تسحيل إنتاج البيض السنوي لكل دجاجة كما هو موضح بعد:

-180-220-210-230-210-200-190-180 : (X₁) : 180-220-210-230-210-200-200 المعاملية الأولى (X₁) : 240-240 المعاملية الأولى (240-200-180) المعاملية المعاملية الأولى (240-200-180) المعاملية المعاملية الأولى (240-200-180) المعاملية الأولى (240-200-180) المعاملية المعاملية الأولى (240-200-180) المعاملية
 $-240-230-290-280-270-250-260-230:(X_2)$ المعاملية الثانية $(X_2): 230-280-270-250-260-230:$ ييضة.

 $-150-200-180-190-170-150-140-130:(X_3)$ المعاملية الثالثة $(X_3): (X_3): (X_$

المعاملسة الرابعة (X₄): 240-250-210-230-250-240 المعاملسة الرابعة (X₄): 260-240-220-260-210-230-250-250 المعاملسة الرابعة (270-240-240-240) المعاملسة الرابعة (270-240-240-240) المعاملسة الرابعة (270-240-240-240) المعاملسة الرابعة (270-240-240) المعاملسة الرابعة (270-240-240-240) المعاملسة الرابعة (270-240-240) المعاملسة (270-240) ا

والمطلوب:

- 1- وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
- 2- تكوين جدول تحليل التباين (ANOVA) .
- 3- مقارنة متوسطات المعاملات الهرمونية الأربعة.

س4- في تجربة لاستخدام أربعة أعلاف في تغذية أربعة بحموعات تتكون كل مجموعة من خمسة كتاكيت حيث كانت الزيادة في الوزن خلال فترة ما نتيجة هذه المعاملات كالتالي :

الزيادة اليومية في الوزن	العلف
52-21-42-49-55	1
63-98-30-112-61	2
92-95-81-97-42	3
154-85-169-137-169	4

والمطلوب:

- 1. وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
 - 2. تكوين حدول تحليل التباين ANOVA
- 3. اختبار معنوية الفروق بين متوسطات المعاملات.

س5 : حسربت 4 أنسواع من هرمونات النمو علي أربع مجموعات من الفئران (كل مجموعة مولودة في بطن واحدة) لمدة معينة وكانت الزيادة في الوزن بعد هذه المدة هي:

هرمونات: النمو
Î
ب
 _
-2

والمطلوب:

- 1- وضع النموذج الإحصائي والنظرية الفرضية.
- 2- تكوين جدول تحليل التباين (ANOVA) .
- 3- مقارنة متوسطات المعاملات الهرمونية الأربعة.

س6: اذا كان لديك العينات الثلاثة المبينة بالجدول ادناه:

الثالثة العينة	الثانية العينة	الأولى العينة
33 32 33.5 31.5	27 28 26.5 26.5	40 41 40.5 38.5
$X_3 = 32.5$ $S_3 = 0.91$	$X_2 = 27$ $S_2 = 0.71$	$X_1 = 40$ $S_1 = 1.08$

السؤال: هل في البيانات ما يكفي لوجود فرق بين المتوسطات؟ ولصالح أي المجموعات.

7: في دراسة لتأثير وجود الطلاب في الصفوف على تحصيلهم في مادة الإحصاء، قام أستاذ الإحصاء بأخذ عينات عشوائية ومستقلة من ثلاثة صفوف (يقوم تدريسها) كل منها مكرون من شخسة طلاب وقام الأستاذ برصد درجاهم والجدول التالي يبينها. بمستوى معنوية α = 0.05 اختبر ما إذا كان متوسط النتائج في اختبارات الأداء يختلف في تحصيل الطلاب.

الصف 3	الصف 2	الصف 1
66	96	58
65	87	62
88	66	77
92	55	90
60	78	80

2- احتبر تجانس التباينات.

3- هل يوجد هناك صف مميز ام لا.

س8: اراد باحث ان يعرف الفعالية النسبية لأربع طرق في الدعاية والاعلان فاختار 40 زبون ووزعهم عشوائياً في اربع مجموعات (10 في كل مجموعة). كان الاعلان بالطريقة الأولى عن طريق التلفزيون، والثانية عن طريق الراديو، والثالثة عن طريق الملصقات والرابعة عن

طـــريق الصحف ومن ثم اخذت الاراء عن المادة موضوع الاعلان فكانت نتائجها كما يلي:

الصحف	الملصقات	الراديو	التلفزيون
66	33	55	76
88	52	76	68
63	53	59	80
61	25	86	44
53	77	53	35
51	44	42	90
45	39	51	66
46	49	73	87
70	53	45	56

افحسص فرضيية السباحث حسول وحسود اختلافات بين الطرق الاربعة في الدعاية (α= 0.05)

 $\mathbf{w}\mathbf{e}$: قــسمت مدينة اربد الى اربعة مناطق وهي الحي الشرقي والغربي والشمالي والجنوبي، وتم الحتــيار عيــنة عشوائية تتكون من 10 بيوت معروضة للاجار في كل منطقة، وكانت الاحــور المطلــوبة لكل بيت بالدينار الاردني كما هو مبين في الجدول ادناه، والمطلوب معرفة ان كان هناك فرقاً معنوياً في معدل اجرة البيوت بين المناطق الاربعة، عند مستوى (α = 0.05)

الحي الجنوبي	الحي الغربي	الحي الشرقي	الحي الشمالي
100	45	80	50
90	50	85	55
120	70	90	60
130	63	95	70
150	82	100	52
160	50	105	62
140	55	110	45
125	60	120	66
140	65	120	60
160	70	100	70

س10: اكمـــل الجدول التالي الذي يمثل خلاصة نتائج تحليل التباين لتجربة ما أجريت بمدف مقارنة أربعة مستويات معالجةن علماً بأن عدد الأفراد في كل مستوى (10).

Source of Variance	Sum of Sequares (SS) محموع	Degrees of freedom (DF) درجات الحرية	Mean. Sequares (MS)	F
مصدر التباين	المربعات		متوسط المربعات	
Between Groups بين الجموعات	SSB		MSB≃SSB/C-1 15	
Within Groups ضمن المجموعات	SSW 108		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
Total الکلي	SST'			

m 11: في تجربة قامت بما أحدى المؤسسات الصحية لمعرفة أن كان هناك فرق في درجة الثقة بالسنفس بين الأطفال المرضى والأطفال الأصحاء ، فأحذت عينة من الأطفال المرضى حجمها $m_1 = 18$ وعينة من الأطفال الأصحاء حجمها $m_2 = 18$ فكانت نتائج التجربة تشير إلى حصول النقاط التالية:

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	
3.9	23.5	الأطفال المرضى
3.1	27.8	الأطفال الأصحاء

والمطلوب أجراء الاختبار عند مستوى معنوية 0.01= 0.

س12) لمعرفة الثقل المحوري للشاحنات المارة على طريقين تم إنشاؤهما حديثا لأحدى البلديات والمصممة لنفس المواصفات أخذت عينة ستكون من 31 شاحنة من كل طريق واتضح بأن متوسط الحمولة لها والانحراف المعياري هي كالأتي:

الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	
3.9	23.5	الطريق الأول
3.1	27.8	الطريق الثاني

فهـــل نـــستدل على وجود فروقات في حمولة الشاحنات المارة على كلا الطريقين عند مستوى معنوية α =0.10

س13: معمل فيه خطين إنتاجيين لإنتاج نوعين من المصابيح الكهربائية أخذت عينة من الخط الأول حجمها (60) مصباح فكانت نسبة المصابيح الغير صالحة 12% بينما في العينة الثانية السي أخذت من الخط الثاني والتي كان حجمها (80) مصباح كانت نسبة المصابيح الغير صالحة 9%.

فإذا كان متوسط عمر المصابيح في عينة الأولى (900) ساعة والانحراف المعياري (20) وفي العينة الثانية كان المتوسط (970) ساعة والانحراف المعياري (17) . والمطلوب أيجاد:

أ- تقديـــر الفتـــرة للفـــرق بين متوسطي عمر المصابيح المنتحة في الخطين بمعامل ثقة (90%) .

ب- تقدير الفترة للفرق بين نسبتي المصابيح الصالحة في خطين الإنتاجين .

14س 14 الدرحة النهائية للطالب لخده الخدادية ، فكان معدل الدرحة النهائية للطالب لحده المدارس هو 61 وبانحراف معياري مقداره 4.5 درجة . في حين أوضحت أمانة التربية المسؤوله عن هذه المدارس بأن المعدل النهائي يزيد على 62 وبانحراف معياري مقداره 5.1 والمطلوب احتبار مدى صحة ادعاء أمانة التربية عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$

س15: اختيرت عينتين من طلبة إحدى الجامعات ، الأولى تمثل الذكور والثاني بناث ، وطبقت عليهم إحدى أساليب التدريس الحديثة. وفي نهاية السن الدراسية كان عدد الناجحين لكل من العينتين هو كما يلى:

عدد الناجحين	حجم العينة	النوع
50	86	ذكور
45	60	إناث

فهــــل نستدل بأن هناك فرق بين الذكور والإناث في النتيحة النهائية عند مستوى منوية α =0.01

س16: في دراسة قامت بما إدارة التلفزيون لمعرفة إن كان برنامجها الترفيهي له نفس الأهمية لكافة الفتات العمرية ، فأخبرت عينة من المشاهدين ، وحصلت على النتائج المبينة في الجدول التالي . المطلوب اختبار أن كان هناك فروق بين الفئات العمرية اتجاه البرنامج المعنية عند مستوى معنوية 0.10 ع Ω.

الرغبة	أقل من 18	18-39	40-59	60سنة فأكثر	المجموع
لا يرغب	32	18	17	11	78
يرغب	115	85	71	36	307
يرغب جدا	62	41	22	28	153
الجحموع	209	144	110	75	538

س17: للمقارنة بين عدد الكيلو مترات التي يمكن قطعها بالغالون الواحد لنوعين من البترين، تم اختـــيار ســـياري صالون من نفس النوع والموديل، وتم تسيير كل منها عدة مرات فكانت النتيجة كالأتى:

رات المقطوعة	عدد الكيلو مترات المقطوعة					
للنوع الثاني من البترين	للنوع الأول من البترين					
70	78					
81	80					
79	76					
72	81					
69	85					
75	78					
66	82					
70	83					
68	86					
75	90					

والمطلوب اختبار ان كان هناك فرق بين تباين المسافات المقطوعة لكل من نوعي البترين المستخدم عند مستوى معنوية α =0.05.

18س 18: المعطيات الآتية تمثل طول شعرة القطن (ملم) لخمسة أصناف من القطن لعينة عشوائية حجمه 10 شعيرات من كل صنف . المطلوب اختبار الفرض القائل بأنه لا توجد فروق جوهرية بين هذه الأصناف الخمسة تحت مستوى معنوية 0.01 .

مجموع	طول شعرة القطن (ملم)								الصنف		
381	39	38	39	39	37	36	37	38	39	39	A
392	38	40	38	41	41	38	39	38	40	39	В
360	37	38	35	35	36	35	37	36	36	35	C
396	40	40	41	42	41	39	39	38	40	36	D
336	34	32	32	33	32	33	34	35	36	35	E

: الحتبر فرضية $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ للمعطيات في الجدول الأتي H_0 : $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$

المجموع			الصنف				
20			1				
36	4	5	6	6	8	7	2
18				7	6	5	3

س20: استخدمت أربع طرق لأربع بمحاميع من الطلبة لتعليمهم جدول الضرب، وكانت النتائج كميا يليي الطرق الأربع وعند كميا يليي ، المطلوب اختبار فيما إذا كانت فروق جوهرية بين الطرق الأربع وعند المستوى معنوية α =0.05.

الجموع	•	طريقة التعليم					
42	7	9	5	8	6	7	1
48	6	8	7	10	9	8	2
39	3	6	5	10	8	7	3
36	4	9	4	5	6	8	4

س 21: المعطيات في الجدول الأتي تمثل عاملين هما ويضم أربعة أنواع من الأمراض ويضم أربعة مرابعة مرابعة المربعة مرابعة المربعة الأيام الذي يستغرقه المربع للعلاج في المرض. المطلوب اختيار الفرضيات الآتية:

أ -- هل هناك اختلاف في مدة العلاج بأختلاف المستشفى
 ب -- هل ان نوع المرض له علاقة بفترة العلاج ؟
 ج -- هل هناك تفاعل بين نوع المستشفى ونوع المرض ؟

المجموع	4	3	2	1	العامل B
					العامل B العامل
	82	24	25	20	
	13	28	30	25	
534	62	24	29	22	1
	92	25	28	27	
	23	30	20	21	
	146	131	142	115	
	40	39	30	30	
	45	42	29	54	
765	50	36	31	30	2
	45	42	30	53	
	60	40	30	63	
,	24	199	150	176	
	42	41	32	31	
	50	45	35	30	
766	40	40	30	40	3
	55	40	34	35	
	45	35	30	30	
	232	201	137	166	
	29	24	33	20	
	30	25	25	21	
509	28	30	28	20	4
	27	26	30	20	
	30	23	31	19	
	144	128	137	100	
2574	762	659	596	557	الجحموع الكلي

س22: أجريت تجربة لبيان تاثير اربعة انواع في الاغذية في زيادة وزن مجموعة من الابقار تنتمي ليثلاث سلالات مختلفة وتم اعطاء كل نوع في الابقار الاغذية الى خمسة ابقار في كل سلالة وكانت النتائج التالية التي تمثل مجموع الزيادة في وزن الابقار الخمسة لكل سلالة ولكل نوع من الغذاء والمطلوب:

- 1- تكوين جدول تحليل التباين
- 2- إجراء كافة الاختبارات المكنة عند مستوى معنوية 0.05
- 3- في حالة وجود تاثير معنوية لنوع الغذاء على زيادة الوزن حدد أي الانواع كانت السبب.

		نوع الغذاء					
الجحموع	D	C	В	A	نوع		
408	109	112	98	91	1		
162	119	114	116	113	2		
185	121	116	121	127	3		
755	349	342	333	331	الجحموع		

س23) في تحــربة طبية معينة الحذت مجاميع من المرضى واعطيت جرعات بمستويات مختلفة من السدواء معين وبعد فترة زمنية معينة تم حساب نسب الشفاء للمحاميع وكانت كما

المجموع		نسب الشفاء						
456	70	70	80	75	80	81	A	
412	70	69	65	68	70	70	В	
256			67	64	63	62	С	
262			63	65	66	68	D	

- 1- اوجـــد جـــدول تحليل التباين للبيانات اعلاه واختبر فيما اذا كانت هناك فروق معنوية بين مستويات الجرعة عند مستوى معنوية (5%)
- 2- في حالة وجود فروق معنوية حدد ايا من مستويات الجرعة هي السبب في الفرق معنوي وعلق على النتيجة .

24: تمرين (17.9): اكمل الجدول تحليل تباين التالي واكتب النموذج الملائم ثم اختبر الفرضية
 القائله بوجود تاثير مشترك للصفوف والاعمدة بمستويّ معنوية 0.05 = α

F	متوسطات المربعات	مجموع المربعات	درجة الحرية	مصدر تباین
1.306		12.25		بين الإعمدة
53.52	167.25	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		بين الصفوف
			9	تفاعل
		•	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	الخطأ
		598	31	الكلي

الفضراوالغاشن

المقارنات المتعددة Multiple Comparisons

1-10 مقدمة

2-10 أنواع المقارنات المتعددة

1- المقارنات المخطط لها

أ- طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

ب- طریقة دن Dunn وتسمی ایضاً طریقة بنفوروني Bonferroni

2- المقارنات غير المخطط لها

أ- طريقة شافيه Scheffe

ب- طريقة توكي Tukey

ج- طریقة نیومان کولز Newman Kuelz

3-10 تماریسن Exercise

ٳڶڣؘڟێڶٵڶۼ*ٙ*ٵۺٞێ

المقارنات المتعددة Multiple Comparisons

1-10 مقدمة

تعميم لاختبار t ويستخدم لاختبار ثلاث Analysis of Variance: تعميم لاختبار t ويستخدم لاختبار ثلاث عينات أو أكثر، ويستخدم لمقارنة عدة متوسطات حسابية في آن واحد $\mu_1=\mu_2=\dots=\mu_2$ عينات أو أكثر، ويستخدم لمقارنة عدة متوسطات حسابية في آن واحد μ_t وهسو طسريقة ذكية لاختبار اختلاف أوساط أكثر من مجموعتين دفعة واحدة من خلال التباين.

المقارنسات البعدية Post hoc Comparisons: وهي عبارة عن اختبارات تتبعية نحتاج إليها عندما يوجد أكثر من وسطين وهذه المتوسطات مختلفة من الناحية الإحصائية (أي رفضت الفرضية الصفرية).

نلحاً للمقارنات البعدية عند رفض فرضية صفرية تتضمن ثلاثة متوسطات أو أكثر.

2-10 أنواع المقارنات المتعددة

يمكن تصنيف المقارنات المتعددة إلى نوعين رئيسيين هما:

- المخطط له أو القبلي Planned or Apporiori ويتم الترتيب له بشكل مسبق قبل -1 المخطط له أو القبلي F وان استخدامه لا يتطلب ان تكون F ذات دلالة إحصائية.
- F غسير المخطسط له أو البعدي Post hoc or Apostroriori يتطلب ان تكون −2
 ذات دلالة احصائية قبل إجراءه.

1- المقارنات المخطط لها

وتستخدم بدون اجراء تحليل التباين للبيانات وهي تعتمد على اجراء اختبار T-test ومن هذه الطرق ما يلي:

أ- طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

من قائمة Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs

Case Processing Sammary Cases Id Missing Total

	<u> </u>							
	bileV		Missing		Total			
	(%)	Percent	N.	Percent	Park !! re-	Percent		
MARK*SEC	4()	100.0%	<u> </u>	1196	4 C	#000%		

MARIK * SEC Crossialisanidis

		¥.	num to a trace	95(-		
			02.1	2.00	3.60	4.00	Tcts
MARK	2.00	Çesanl	1	1.		***	
		% within MARK	500%	50.0%			100 T¥
	3.00	Count	184. 'S		1	<u> </u>	
		% water mark	66.7%		33.3%		100.09
	#.ÜØ	Count	2	ł	t t	t	•
	_	% 中国的 经利用	40.0%	20.0%	20.0%	20.0%	100.09
	5,00	Count	†	1	2	1	
		% water MARK	200%	20.0%	40.0%	20.0%	100.03
	6.00	Count	1		3	1 €	
		% within MARK	25.0%		50.0%	758K	100 79
	7.00	Count	7	7	2	1 [
		% W撒加州和民民	28.6%	28 A 94	29.6%	14,3%	<u> មេសារាទ</u>
	9.00	Cicauni.		3	t	1	
		i within wark		60.0%	200 %	20.0%	100.09
	9,040	Gowint		2		* [١
		% with MARK		33.3%		66.7%	100.03
	10.00	Count	1		1	1	-
		% with the MARK	33.3%	<u> </u>	33.3%	33.3%	100.03
Tulal		Count	គ្	1:0	14)	10	41
		医小髓的 制制原长	35.0%	25/2%	25.0%	25.0%	100.09

gelitet.	डेक्स हम्म स	"សែធានីន
24 × 11 11 1	V. 100 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	

	Value	d۲	Asymp. Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	21.429*	24	.613
Liveling of Ratio	26.693	24	.319
Umear-by-Linear Association	本港等方	-1 2	.034
N of Valid Cases	40		

a. 36 cells (180.0%) have expected countless than 5 The minimum expected countle 50.

بما ان قيمة مربع كاي = 21.429 وهذا يعني ان هناك علاقة قوية موجبة ولكن ليست ذات دلالة احصائية حيث ان مستوى المعنوية = 0.613

ب- طريقة دن Dunn وتسمى ايضاً طريقة بنفوروين Bonferroni

Oneway

ANOVA

MARK

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	33.075	3	11.025	2,277	.096
Within Groups	174.300	36	4.842		
Total	207.375	. 39			

Post Hoc Tests

Mathiple Companisons

Dependent Variable: MARK

Sorderrors:

an ayoma Kanadana		Mean Dagente		<u></u>	95% Cenad	ence interval
() SEC	U) SEC	(-4)	Sid.£mor	SIg.	Lower Bound	Upper Bound
1.00	2.00	-1 6 000	98404	.676	-4.3474	3 3 4 3 4
	3.00	-10000	SONEW.	1.000	-27474	4.7474
	4.00	-25000	98404	m	- 6.3474	24.74
2.60	1 200	1 ស្វារាល	98404	670	*1.E4J4	43474
	3 90	00¢đ.	.98404	1,080	- <u>2</u> 1484	3.3474
	4.00	9000	98404	1 000	-36474	1.8474
3.00	1 DQ	1១ស្ព	.98404	1.000	-1,7474	3.7474
	2.00	6900	98464	1.000	-33474	2,5474
,,,	មា ហ្គាំ	-15000	964Q4	.89.7	*# 3424	1,2474
4. 0 0	1.00	25000	98404	.083	2474	52474
	7.00	ព្ ពេល	anana	1.000	-1 Pata	36474
	300	15000	.98404	.017	-1,2474	42474

2- المقارنات غير المخطط لها

نعمل في البداية تحليل تباين، ثم نعمل مقارنات بعدية حسب القرار.

* الحصول على الفروق الحرجة:

هناك أكثر من آلية للحصول على الفروق الحرجة ولكننا سنهتم بثلاثة طرق وهي:

أ- طريقة شافيه Scheffe

ب- طريقة توكي Tukey

ج- طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

أ- طريقة شافيه Scheffe

تـــستخدم هذه الطريقة في إجراء جميع المقارنات بين الاوساط وهي مفضلة على الطرق الأخـــرى عــندما تكون حجوم الخلايا غير متساوية وفي اجراء المقارنات المعقدة، وحتى تكون المقارنة ذات دلالة احصائية فإنما يجب أن تكون أكبر من المقدار CDS

(Critical Def. Scheffe) CDS والفرق الحرج عند شافیه هو CDS = $\sqrt{(k-1)}$ α $F_{k-1.n-k}$ MSE $(1/n_i+1/n_i)$

F: القيمة الحرجة عند مستوى الدلالة المعنى

K: عدد المحموعات

Error with in main sequare :MSE

الاخـــتلاف بين موقع وآخر فيما يتعلق بالفروق الحرجة يكمن فقط في اختلاف حجوم العينات، وفي حالة تساوي الحجوم للمجموعات المختلفة يكفي فرق حرج واحد. $CDS = \sqrt{2(3.29)} \ (1.83)(1/12 + 1/12) = 1.42$

أي فرق يزيد عن هذه القيمة الحرجة يكون دال احصائياً.

هناك فرق بين X'_1 و X'_3 دال احصائياً وهو لصالح X'_1 لأنما أكبر.

هناك فرق بين X'_2 و X'_3 دال احصائياً وهو لصالح X'_2 لأنما أكبر.

الفرق بين \mathbf{X}'_1 و \mathbf{X}'_2 غير دال احصائياً.

طريقة شافيه غير حساسة للفروق (متشددة)، بمعنى لا تعتمد الفرق أن يكون فرق إلا إذا كسان ذا دلالـــة قـــوية، ولذلك نتوقع أن يكون الفرق الحرج عند شافيه أكثر منه في الطرق الأحرى.

ب- طريقة توكي Tukey أو المسماة (Tukey أو المسماة Tukey) طريقة توكي

يعطى الفرق الحرج في طريقة توكى Tukey حسب القانون التالي:

CDT = $\alpha q_{k,v} \sqrt{MSE} (1/2n_i + 1/2n_j)$

k: عدد المحموعات.

٧: درجات الحرية للمقام.

 $\mathrm{CDT} = 0.05 \ \mathrm{q}_{3,33} \ \sqrt{1.83(1/_{24} + 1/_{24})} = 3.49 \ \sqrt{1.83(2/_{24})} = 1.36$ أي فرق أكثر من هذه القيمة الحرجة يكون دال احصائياً .

جميع الفروق دالة احصائياً.

ج- طريقة نيومان كولز Newman- Kuelz

وتفيد هذه الطريقة في المقارنات بين أزواج الأوساط فقط.

يعطى الفرق الحرج في طريقة نيومان كولز Newman Kuelz حسب القانون التالي: $CDNs = \alpha \ q_{c,v} \ \sqrt{MSE} \ (1/2n_i + 1/2n_j)$

c: عدد المتوسطات ضمن مدى موضع الاهتمام (المقارنة)

٧: در جات الحرية للمقام.

 $X_{2}^{1}-X_{3}^{1}$, $X_{1}^{1}-X_{2}^{1}$, $X_{1}^{1}-X_{3}^{1}$, $X_{3}^{1}-X_{3}^{1}$, $X_{3}^{1}-X_{3}^{1}$

ملاحظـــة: في حالـــة نيومان كولز نحتاج الى أكثر من فرق حرج حتى في حالة تساوي

الحجوم.

c=3 این X'_2 - X'_3 تکون

نفس قيمة توكى CDNs = CDT = 1.36 لأن قيمة c لله قيمة

c = 2 يين $X_1' - X_2'$ تکون c = 2 و بين $X_1' - X_2'$ تکون

CDNs = $0.05 \text{ q}_{2,33} \sqrt{1.83 (1/_{24} + 1/_{24})} = 1.13$

جميع الفروق دالة احصائياً.

كما في الجدول التالي:	كانت النتائج	5 بحموعات	تشتمل على	في دراسة	مثال:
-----------------------	--------------	-----------	-----------	----------	-------

المجموعة	X'	S ²	N
G1	50	48	20
G2	52	50	25
G3	55	51	25
G4	49	51	25
G5	44	50	25

- 1 هـــل تـــوجد فروق دالة احصائياً بين متوسطات الجموعات الخمس عند مستوى الدلالة الاحصائية $\alpha=0.05$ ؟
 - 2- هل يلزم مقارنات بعدية ؟
- 3- إذا لزم استخدم طريقة توكي وطريقة شافيه وطريقة نيومان كولز لتحديد فيما إذا كسان الفرق بين متوسطات المجموعة الأولى والمجموعة الخامسة دال احصائياً عند مستوى الدلالة الاحصائية α = 0.05 ؟
- 4- هـــل تـــوجد فروق دالة إحصائيا بين متوسطات المجموعات الخمس عند مستوى الدلالة الإحصائية α = 0.05 ؟

المجموعة	X'	S ²	N	X' * n	SSB	SSW
G1	50	48	20	1000	0	912
G2	52	50	25	1300	100	1200
G 3	55	51	25	1375	625	1224
G4	49	51	25	1225	25	1224
G5	44	50	25	1100	900	1200
المجموع			120	6000	1650	5760
X'w	50	SSB	1650		SSW	5760

1- نحد الوسط الموزون

$$X' = (20*50)+(25*52)+(25*55)+(25*49)+(25*44) = 50$$

120

$$SSB = 20(50-50)^{2} + 25(52-50)^{2} + 25(55-50)^{2} + 25(49-50)^{2} + 25(44-50)^{2}$$
$$= 1650$$

$$SSW = 19(48) + 24(50) + 24(51) + 24(51) + 24(50) = 5760$$

Source of Variance	Sum of Sequares (SS)	Degrees of freedom (DF)	Mean. Sequares (MS)	F
مصدر التباين	بمحموع المربعات	در جات الحرية	متوسط المربعات	ن
Between Groups بين الجموعات	1650	5 – 1 4	MSB=SSB/C-1 =1650/4 = 412.5	MSB/MS W 412.5/50. 09 8.24
Within Groups ضمن المجموعات	SSW 5760	N – C =120-5 = 119 115	MSW=SSW/N-C =5760/120-5 = 50.09	
Total	SST 7410	N - 1 =120-1 =119 119		

 $F_{0.05,4.115} = 2.45$ الحرجة F

الحسوبة $F_{0.05,4,115}=2.45$ الحرجة $F_{0.05,4,115}=1.4$ الحرجة $F_{0.05,4,115}=1.4$ لذلك نرفض الفرضية الصفرية. أي أن هناك فروق بين متوسطات المحموعات.

2- هل يلزم مقارنات بعدية ؟

بما أن هناك فروق بين متوسطات المجموعات إذا يلزم مقارنات بعدية.

-3 إذا لـــزم استخدم طريقة توكي وطريقة شافيه وطريقة بيومان كولز لتحديد فيما إذا كان الفرق بين متوسطات المجموعة الأولى والمجموعة الخامسة دال احصائياً عند مستوى الدلالة -3 الاحصائية -3

جدول الفروق بين المتوسطات

	X'5 = 44	X'4 = 49	$\mathbf{X}^{t}_{1=50}$	$X'_{2=52}$	$X_{3=55}$
$\mathbf{X'}_{5=44}$	_	5	6	8	11
$X'_{4=49}$			1	3	6
$X'_{1=50}$			-	2	5
$X'_{2=52}$				-	3
$X'_{3=55}$					_

1- طريقة شافيه Scheffe

CDS = $\sqrt{(k-1)} \propto F_{k-1,n-k} MSE (1/n_i + 1/n_j)$

CDS = $\sqrt{(5-1)}$ (2.45) (50.09) $(1/_{20} + 1/_{25}) = 6.25$

بما أن 6 أقل من < 6.65 إذا الفرق بين 5'X - 1'X غير دال احصائيا.

2- طريقة توكى Tukey

CDT = $\alpha q_{k,v} \sqrt{MSE (1/2n_i + 1/2n_j)}$

CDT = $0.05 \ q_{5,115} \sqrt{50.09} \ (1/_{40} + 1/_{50})$

 $CDT = 3.92 \sqrt{50.09} (1/_{40} + 1/_{50}) = 5.92$

يما أن 6 أكبر من > 5.92 إذا الفرق بين 5'X - 1'X دال احصائياً.

Newman Kuelz طريقة نيومان كولز -3

CDNs = $\alpha q_{c,v} \sqrt{MSE (1/2n_i + 1/2n_j)}$

CDNs = $0.05 \text{ q}_{3.115} \sqrt{50.09(1/40+1/50)} = 3.36 (1.51) = 5.07$

ىما أن 6 أكبر من > 5.07 إذا الفرق بين 3'X - X' دال احصائياً.

3-10 تماریسن 3-10

س1: متى نلجاً إلى المقارنات البعدية؟

س2: اذكر انواع المقارنات البعدية.

س3: اشرح المقارنات المخطط لها

طريقة المقارنات المتعامدة Orthogonal

طريقة دن Dunn وتسمى ايضاً طريقة بنفوروني Bonferroni

س4: اشرح المقارنات غير المخطط لها

طريقة شافيه Scheffe

طريقة توكي Tukey

طريقة نيومان كولز Newman Kuelz

الفضيل لجادي عشرن

التحليل العاملي Factor Analysis

- 1-11 مقدمة
- 2-11 مفهوم التحليل العاملي
- 3-11 أهمية التحليل العاملي وميادينه
 - 4-11 أهداف التحليل العاملي
- 5-11 خطوات استخدام التحليل العاملي
- 6-11 تنفيذ التحليل العاملي من خلال برنامج SPSS
 - 7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.
 - .Exercise تماريسن 8-11

الفَصْيِلُ لَجِهَالَيْكِ عَشَوْبِنَ

التحليل العاملي Factor Analysis

1-11 مقدمة 1-11

يعتمد التحليل الإحصائي بصفة عامة على نوع المشكلة محل القياس وخصائصها، ونوع البيانات سواء كانت إسمية أو ترتيبية، أو فترية أو نسبية، وأيضا على الأهداف المراد تحقيقها من الدراسة، وعلى ذلك فالتحليل الذي يستخدم لمشكلة معينة، قد لا يستخدم لمشكلة أخرى.

أصبح التحليل العاملي يحتل مكانة هامة في البحوث بمختلف انواعها، حيث ان هذه العلم تخضع لكثير من المتغيرات المتداخلة، التي يكون بينها مجموعة من الارتباطات السلبية أو الايجابية.

والتحليل العاملي أسلوب احصائي يساعد الباحث في دراسة المتغيرات المحتلفة بقصد ارجاعها الى اهم العوامل التي اثرت فيها ، فمن المعروف ان أى ظاهرة من الظواهر تنتج من عدة عوامل كثيرة ، وتعتبر الظاهرة محصلة لهذة العوامل جميعا (باهي وعبد الفتاح، 2006: 187).

أيضا فأن التحليل العاملي اسلوب احصائي يعمل على تجميع متغيرات ذات طبيعة واحدة في تركيبة متحانسة مرتبطة داخليا فيما بينها في تكوين يسمى عامل بحيث يرتبط كل متغير من هذه المتغيرات يتشبع على هذا العامل بقيم متفاوتة توضح الأهمية النسبية لكل متغير من هذه المتغيرات المرتبطة بالنسبة لهذا العامل (ابراهيم، متفاوتة توضح الأهمية النسبية لكل متغير من هذه المتغيرات المرتبطة بالنسبة لهذا العامل (ابراهيم، 1962: 2002).

ويـــشير عــبد الخالق (1987) ان هناك اتجاها آخر عكس هذا الرأي وهو ان التحليل العاملي يقترح فروضا، وكلما نحح في القيام بهذه المهمة انتهت وظيفة الوصف ليصبح جزءا من النظــرية السيكولوجية من حيث هو احصاء يختصر العلاقات بين مجموعة من المتغيرات ويقترح علاقات سبية لم يسبق اكتشافها.

وان توليد الفروض ليس حكرا على التحليل العاملي فهو يشبه في ذلك طريقة الملاحظة والعمل الاكلينيكي، الا ان الاخيرين يقلون عنه في درجة الدقة والصرامة وقد يسهل تكسوين الفروض في مجال تتوفر فيه ملاحظات كثيرة، الا ان اسهامات التحليل العاملي تصبح مهمة حدا في الحالات الجديدة نسبيا، وذلك في الاسراع في تكوين فروض معقولة وقيمة واستبعاد الفروض الضعيفة، ويتصل هذا الهدف باثبات الفروض او رفضها ومخاصة الفروض المتعلقة بتركيب الشخصية وتنظيمها كفروض الانماط والسمات ، مما يصعب احباطه او دحضه بالطرق غير العاملية. وبين مستوى اقتراح الفروض والتحقق منها متينة .

ومن خلال ما سبق نجد ان العوامل تكون :

- مفاهيم احصائية بحتة.
 - مبادىء للتصنيف.
- وسيلة لاظهار العلاقات السببية (عبد الخالق، 1987: 100-101).

ویذکر ریتشارد و آخرون (1992) ان الغرض الجوهري من التحلیل العاملی هو بقدر الامکان وصف علاقات التباین التلازمی بین العدید من المتغیرات بدلالة قلیلة نسبیا مع متغیرات اخری فی مجموعات مختلفة، و یمکن تصور ان هذه المجموعة من المتغیرات تمثل بنیة اساسیة متفردة تسمی عامل. (Johnson, Richard A. & Wichern, Dean 1992: 296-297)

ويذكر جيلفورد (1961) انه اذا كان التحليل العاملي افضل اداة فعالة لاستخراج المعلمومات من البيانات فانة ينبغي ان نكون على علم بان التحليل العاملي ليس لة قوة سحرية تكشف عن تلك المعلومات التي تتضمنها البيانات المتجمعة ودائما ينبغي على كل من يحاول الستخدامة الكشف عن معلومات سيكولوجية تتعلق بالتنظيم العقلي المعرفي أو بسمات الشخصية ان يبدأ بفروض واضحة قابلة للاختبار (Guilford, J.P., 1961: 231)

ونظرا لستعدد أهداف البحث وتعدد متغيراته الاجتماعية والاقتصادية، فإنه تم اختيار الاساليب الإحصائية التي تتفق مع طبيعة البيانات وتسمح بتحقيق الهدف الأول من البحث وهو تحديد الهيكل البنائي الاجتماعي والاقتصادي هي أساليب التحليل متعدد المتغيرات وهي أكثر الأساليب ملاءمة للمتغيرات والعلاقات المحددة لتكوين هذا الهيكل، أما أساليب التحليل التي تحقيق الهدف الثاني من البحث وهي إعادة توزيع عبء نظام التأمين الاجتماعي فهي النماذج

الرياضية المستخدمة في بحوث العمليات والتي تركز على إعادة توزيع الموارد وهي أكثر ملاءمة لتحقيق التوزيع الأمثل لهذا العبء.

التحليل العاملي هيو أسلوب إحصائي متعدد المتغيرات، يسعى إلى تحديد الأبعاد أو العسوامل السين تساعد في وصف ظاهرة معقدة، عن طريق تحليل مصفوفة الارتباط (معاملات الارتباط البيسيطة) بسين المتغيرات المختلفة الداخلة في وصف الظاهرة، وصولاً إلى عوامل Factors عددة تكمن وراء طبيعة العلاقات الداخلية بين مجموعة المتغيرات في هذه الدراسة. وفي سبيل ذلك يسعى التحليل العاملي إلى تقليل البيانات Data Reduction بتحديد عدد العوامل القليلة التي تفسر معظم التباين في عدد كبير من المتغيرات، فبدلاً من أن يكون لدينا (35) متغيراً مثلاً يختصر التحليل العاملي هذا العدد إلى (06) عوامل مثلاً. وعادة ما تكون البيانات هي قيم (درجات أفراد على متغيرات نفسية أو اجتماعية أو تربوية).

يظهر من هذا أننا نستطيع أن نستخدم هذا الأسلوب الإحصائي في تنظيم مجال حديد يحستاج للتعسرف على خصائصه ومتغيراته، وهي حاجة يسعى إليها الباحث عندما يطرق مجالاً حديسداً لا يعسرف كل متغيراته أو مدى تعلق المتغيرات المختلفة بظواهره الرئيسية، والنتيجة المباشرة لهذه الخطوة الاستكشافية هي إعادة الدراسة والتناول للمتغيرات المهمة في المجال، وبناء الفسروض الستي تفسسر العلاقات بين هذه المتغيرات. وتستند فلسفة التحليل العاملي إلى تحليل الارتباطات بين المتغيرات، بغرض استخلاص أقل عدد ممكن من العوامل التي تعبر عن أكبر قدر مسن التباين بين المتغيرات، وبذلك يبدأ التحليل العاملي بحساب معاملات الارتباط البسيطة بين المستخيرات وتسسحيلها في مصفوفة تصلح لهذا النوع من التحليل، ويكون الهدف هو توضيح وتفسير العلاقات بين تلك المتغيرات، وينتج عنها عدد قليل من المتغيرات الجديدة (المفترضة) تسسمى بالعوامل التي تحتوي على كل المعلومات الأساسية. وينتهي التحليل بمصفوفة عوامل ما قبل التدوير ومصفوفة عوامل بعد التدوير، تلك العوامل التي أدت إلى ذلك الارتباط.

ويمكن القول بأن التحليل العاملي نشأ في كنف علم النفس، حيث البدايات الأولى على يسد الرواد الأوائل لعلم النفس من أمثال ثورنديك Thorndike وبيرسون Pearson وهوتلنج K.J. وطومـــسون Tomson وحيلفورد Galton وحالتون Galton وهولزنجر W.P Alexander وهولزنجر L.L. Thurston وثيرستون C. Burt وإلكسندر... Holzinger إلخ. ثم انتقل إلى التطبيقات العملية والعلمية في شتى فروع المعرفة (باهي، 2002).

ويسرجع الفسضل في ذلك إلى سبيرمان C. Spearman منذ عام 1863م، بأن طور أفكساره وأضاف أبعاداً حديدة للمفهوم في دراسته التي نشرها عام 1904م، حيث بين أن العامل هسو السبب في الارتباط الموجب بين أي ظاهرتين، وفي تطور لاحق أعلن سبيرمان أن العامل هسو السسبب المباشر لوجود الارتباطات الموجبة القائمة بين أي عدد من المتغيرات أو المقاييس. وفرق سبيرمان بين عاملين هما: العامل العام General Factor بدين جميع المتغيرات، والعامل الحاص العامل العامل العامل المشترك بسين جميع المتغيرات، والعامل الخاص الأخرى ولذا فمعامل ارتباط أي عاملين خاصين يساوي ينفرد كما المتغير عن غيره من المتغيرات الأخرى ولذا فمعامل ارتباط أي عاملين خاصين يساوي السحفر. ولسذلك سميت نظرية سبيرمان العاملية بنظرية العاملين، وقد عدل بعض العلماء، مثل هولنجز، نظرية العاملين فأضاف لها نوعاص من العوامل التي توجد في طائفة من المتغيرات دون غيرهسا، وسماهسا بالعوامل الطائفية ، Toop Factor وطبقاً لهذه النظريات نجد أنه من الممكن تسصنيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسمنيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسمنيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة تسمنيف العوامل التي يتوصل إليها الباحثون في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية إلى ثلاثة الموادي على :

2- العامل الطائفي: هو العامل الذي يوجد في بعض المتغيرات (الاختبارات) التي تخضع للتحليل، وليس فيها كلها، وهو يفسر ارتفاع قيم معاملات الارتباط بين الاختبارات التي تقيس السذكاء، ومن أمثلة العوامل الطائفية القدرات العقلية الموجودة في الذكاء على سبيل المثال، مثل القسدرة المكانسية أو القسدرة الاسستدلالية، والتي تتسم بأنها عوامل ضيقة وغير قابلة لإعادة الاستخراج.

3- العامــل الخاص أو النوعي: هو العامل الذي يختص بنوع واحد من أنواع السلوك الإنــساني، ويــوحد في متغير (احتبار) واحد فقط، أو عدة اختبارات تعكس جميعاً نفس المتغير المقــاس، كاختبار الحساب، أو اختبار معاني الكلمات والتشابهات...إلى والتمييز بين العوامل الثلاثة (العام والطائفي والنوعي) ليس تمييزاً قاطعاً، إنما يتوقف على عدد المتغيرات (الاختبارات) الخاضــعة للتحلــيل، ومــدى تباين أو تجانس استحابات أفراد العينة التي يجرى عليها التحليل العاملي، مدى تجانس أو تباين هذه الاختبارات في قياسها لما تقيس، حجم أو قيم معاملات الارتباطات البينية للاخبارات الخاضعة للتحليل العاملي.

بمعنى أن العامل الذي يظهر في مجموعة أقل عدداً من الاختبارات على أنه عامل عام، قد يظهـ ر كعامل طائفي في مجموعة أكبر عدداً من الاختبارات، خاصة إذا مالت مجموعة منها إلى التجانس (الزيات، 1995).

2-11 مفهوم التحليل العاملي Factor Analysis Concept

التحلسيل العامليي يستهدف تفسير (Factor Analysis) هــو أسلوب إحصائي يستهدف تفسير معساملات الارتباطات الموجبة التي لها دلالة احصائية - بين مختلف المتغيرات، وبمعني آخر فإن التحلسيل العاملي عملية رياضية تستهدف تبسيط الارتباطات بين مختلف المتغيرات الداخلة في التحليل وصــولا إلى العوامل المشتركة التي تصف العلاقة بين هذه المتغيرات وتفسيرها. ويعد التحليل العاملي منهجاً إحصائياً لتحليل بيانات متعددة ارتبطت فيما بينها بدرجات مختلفة من الارتسباط التلخسصي في صورة تصنيفات مستقلة قائمة على أسس نوعية للتصنيف، ويتولى اللارتسباط التلخسصي في صورة تصنيفات مستقلة قائمة على أسس نوعية للتصنيف، ويتولى السباحث فحص هذه الأسس التصنيفية واستشفاف ما بينها من خصائص مشتركة وفقاً للاطار النظري والمنطق العلمي الذي بدأ به، حيث يبدأ التحليل العاملي، بحساب الارتباطات بين عدد مسن المستغيرات مثل أ، ب، حد، د، هد، و، مثل الذكاء ، القلق ، الانطواء، التحصيل، والاكتسئاب مــثلا، ونحصل على مصفوفة من الارتباطات بين هذه المتغيرات لدى عينة ما ، ثم نستقدم بعــد ذلك لتحليل هذه المصفوفة الارتباطية تحليلا عاملياً لنصل إلى أقل عدد ممكن من المحاور أو العوامل تمكننا من التعبير عن أكبر قدر من التباين بين هذه المتغيرات ، ذلك أذ توقفنا

عـند فحص هذه المصفوفة الارتباطية التي تتكون من عشرة معاملات ارتباط لا يؤدى إلى فهم كامـل للمحـال المسشترك فيما بينها جميعا، حيث يبين كل معامل من معاملات الارتباط في المصفوفة علاقة بسيطة بين متغيرين فقط من متغيراتما دون أن ينبئ بأهمية أو دور هذه العلاقة بين هذين المتغيرين ومتغير ثالث ، وعلى ذلك لا نستطيع عند هذا المستوى أن نصل لتقدير للعلاقة المستركة بين ثلاثة متغيرات معاً أو بين متغيرات المصفوفة الخمس إذ أن حصولنا على معامل للارتباط بين أ ، ب قدره 0.7 ومعامل آخر بين ب ، حـ قدره 0.7 أيضا لا يعنى بالضرورة أن الارتباط بين أ ، حـ يساوى 0.7 كذلك فقد يكون ما هو مشترك بين أ ، ب غير ما هو مشترك بين أ ، ب غير ما هو مشترك بين أ ، ب غير ما هو العلاقة الثنائية بين ب وأي من المتغيرين أ ، حـ لتقدير العلاقة بينهما في معاملات الارتباط البسيطة (فرج، 1991).

يهدف أسلوب التحليل العاملي إلى تلخيص المتغيرات المتعددة في عدد أقل تسمى (عوامل) بحيث يكون لكل عامل من هذه العوامل دالة تربطه ببعض (أو كل) هذه المتغيرات. ويمكسن من خلال هذه الدالة إعطاء تفسير لهذا العامل بحسب المتغيرات التي ترتبط معه بشكل قسوي. ولقد نشأ هذا الأسلوب أساساً من أجل تحليل التجارب والمقاييس النفسية بحيث يمكن إرجاع مجموعة معينة من الاختبارات إلى عامل الذكاء وأخرى إلى عامل الذاكرة وهكذا، وإن كان هذا لا يعني أن هذا الأسلوب لا يستخدم في مجالات أخرى. وترتكز فكرة التحليل العاملي علسى استخلاص مجموعة من العوامل مرتبطة بالمتغيرات الأصلية، بحيث تفسر هذه العوامل أكبر نسسبة ممكنة من التباين في المتغيرات الأصلية. ويمكن استخدام التحليل العاملي لتحويل مجموعة مسرتبطة من المتغيرات إلى مجموعة أخرى مستقلة تربطها بالمجموعة الأولى علاقات خطية. وفي مسرتبطة من المتغيرات إلى مجموعة أخرى مستقلة تربطها بالمجموعة الأولى علاقات خطية. وفي

 $F_1 = lpha_{11} X_1 + lpha_{12} X_2 + ... + lpha_{1n} X_n$ مثال على المعادلة فهي كالتالي :

$$F_{1} = \alpha_{11}X_{1} + \alpha_{12}X_{2} + ... + \alpha_{1n}X_{n}$$

$$F_{2} = \alpha_{21}X_{1} + \alpha_{21}X_{2} + ... + \alpha_{2n}X_{n}$$

$$F_{m} = \alpha_{m1}X_{1} + \alpha_{m2}X_{2} + ... + \alpha_{mn}X_{n}$$

11-3 أهمية التحليل العاملي وميادينه :

يمكن تطبيق أسلوب التحليل العاملي بنحاح في عدد كبير من الميادين العلمية، واختصار السوقت والجهد اللازمين للتحليل في العديد من الأبحاث، ويمكن إيجاز أهم هذه التطبيقات فيما يلي:

في مجال الإحصاء:

يُعستمد على التحليل العاملي في دراسة الارتباط والانحدار المتعدد بطريقة سريعة ودقيقة. فعلسى سسبيل المثال يستخدم التحليل العاملي لإثارة عدد من الفروض التي لها علاقة بالعوامل السسببية، أو يسستخدم لفحص المتغيرات قبل استخدامها في تحليل آخر، مثلاً: يمكن استخدام التحليل العاملي للبحث عن العلاقات الخطية المتعددة بين المتغيرات Multiconltinerity قبل تطبيق الانحدار المتعدد وتحويلها إلى عوامل مستقلة عن بعضها.

في مجال العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية:

كُشر استخدام التحليل العاملي في هذا المحال، وذلك في تحليل النشاط العقلي المعرفي إلى قدراتـــه المختلفة وتحليل النواحي المزاجية للشخصية إلى سماتها المتعددة وتحليل الاتحاهات والقيم الاجتماعية والميول المهنية.

في مجال بناء الاختبارات:

في مجال العلوم السياسية والتجارية:

حيث أن التحليل العاملي يقوم على الإيجاز الدقيق، فقد استخدم بنحاح كبير في دراسة الظواهر المعقدة التي تتأثر بعدد كبير من المؤثرات والعوامل المختلفة كالعلوم السياسية والإدارية، ودراسة العوامل المؤثرة في أسعار السلع والعملات وأجور العمال وما إلى ذلك.

مجالات أخرى كثيرة مثل مجال العلوم الطبية، ومجال العلوم الطبيعية:

يستخلص من ذلك أن التحليل العاملي ليس وقفاً على علم النفس أو التربية فقط، ولكنه أسلوب علمي إحمائي من أساليب الدراسة التحليلية التي تحدف إلى التقسيم والتبويب والتحييف لجميع القوى والمؤثرات الفعالة في ظاهرة معينة (باهي 2002م، غنيم 2000، المالكي 2000).

11-4 أهداف التحليل العاملي :

كما أن الهدف الأساسي من التحليل العاملي هو وصف علاقات التغاير بين عدد كبير من المتغيرات بدلالة عدد قليل من المقادير غير المشاهدة التي تسمى العوامل، ويعتمد النموذج العاملي أساساً على الفكرة التالية: افتراض إمكانية تجميع المتغيرات بناءً على معاملات الارتباط بينها، وهذا يعني أن جميع المتغيرات الموجودة في مجموعة معينة مرتبطة مع بعضها ارتباطاً قوياً، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأحرى ارتباط ضعيف، ومن المكن أن نتصور هنا أن كل بحموعة من المرتباط المشاهد بينها (باهي بحموعة من المرتباط المشاهد بينها (باهي 2002م، غنيم 2000، المالكي 2000).

ويسعى أسلوب التحليل العاملي إلى استحلاص العوامل من المتغيرات بحيث:

- يكسون العامل الأول هو أكثرها ارتباطًا بالمتغيرات أو أكثرها تفسيرًا للتباين المشترك يليه العامل الثاني وهكذا.
 - 2. أن يكون في كل عامل عدد غير قليل من المعاملات الصفرية.
 - 3. أن يسهل تفسير هذه العوامل على ضوء علاقاتها بالمتغيرات.

من أهم أهداف العلم تنظيم الحقائق والمفهومات تنظيما بوضع ما بينها من علاقات، أو تقسيمها على أساس ما بينها من أوجه التشابه والاختلاف والتحليل العاملي وسيلة من وسائل التبسيط العلمي والتقسيم العلمي ويذكر "كاتل" (Cattell, 1952, 11) أن هدف المنهج العلمي اكتيشاف الحقائق والعلاقة بين هذه الحقائق، ولأهداف عملية، واكتشاف القوانين التنبؤية، ويسضيف أن التحليل العاملي منهج كلي يهدف إلى اكتشاف العموميات الاساسية، الوظيفية والعضوية ، بدلا من أن ينوه البحث في عدد ضخم من المتغيرات التي تعد كالذرات، ولمعنى ولسذلك يقترح "كاتل " أن يسمى بالتركيب العاملي أو على الأقل بتركيب المتغيرات. ولمعنى أضيق يحدد "سولمون دياموند" (عبد الخالق ، 1994 : 99). أهداف التحليل العاملي بأنه تكوين الفروض واختبارها ، وتحديد أصغر عدد من العوامل المحددة التي يمكن أن تفسر العلاقات السي نلاحظها بين عدد كبير من الظواهر الواقعية وإلى أي مدى يؤثر كل من هذه العوامل في كسل مستغير ؟ أن أوضح وظيفة للتحليل العاملي تتمثل في خفض أو اختزال مكونات جداول الارتباطات إلى اقل عدد ممكن ليسهل تفسيرها .

لقد بين " أيزنك (Eyzanck, 1953) " أن للتحليل العاملي ثلاثة أهداف أساسية يروم تحقيقها، ويرتبط بهذه الأهداف ثلاث وجهات للنظر إلى طبيعة العوامل، وعدد كبير من طرق استخراج العوامل والتدوير ، وهي الأهداف ذاتها لأي فرع من فروع الاحصاء وهي:

- 1. الوصف.
- 2. البرهنة على الفروض.
- 3. اقتراح فروض من البيانات الأولية.

ومعظم علماء النفس يدركون هذه الاستخدامات الثلاثة للاحصاء، ولكن تظهر هذه المستكلة عسندما تنطبق هذه الاهداف على التحليل العاملي، ويناقش " أيزنك " استخدامات التحليل العاملي على هذه المستويات الثلاثة ، مع تعريف العامل في كل مستوى. فبالنسبة للهدف الأول فيان العامل احصاء مختصر يهدف إلى اقتصاد في الوصف، ويصف علاقات مستقيمة بين مجموعة من المتغيرات ، ولا يتضمن العامل تحديدا لأي معني سيكولوجي أو أسباب، ولايقترح فروضا أو يثبتها ، وقد وجد بعض علماء النفس وجهة النظر هذه حدا جذابة.

ويعستقد أخرون في عكس هذا الرأى ، فيرون أن التحليل العاملي يقترح فروضا، وكلا نجسح في هذه المهمة انتهت وظيفة الوصف ليصبح جزء من النظرية السيكولوجية من حيث هو الاحصاء يختصر العلاقات بين مجموعة من المتغيرات، ويقترح علاقات سببية لم يسبق اكتشافها، وأن توليد الفروض ليس حكرا على التحليل العاملي، فهو يشبه في ذلك طرق الملاحظة والعمل الاكلينيكي ، الا أن الاخيرين يقلان عنه في درجة الدقة والصرامة. وقد يسهل تكوين الفروض في محسال تتوفر فيه ملاحظات كثيرة الا أن اسهام التحليل العاملي يصبح مهما حدا في المحالات المحدة نسبيا، وذلك في الإسراع بتكوين فروض معقولة واستبعاد الفروض الضعيفة. ويتصل هساما الهدف بإثبات الفروض أو دحضها وبخاصة الفروض المتعلقة بتركيب الشخصية وتنظيمها كفسروض الانماط والسمات، مما يصعب اثباته أو دحضه بالطرق غير العاملية. وبين مستوى اقتسراح الفروض والتحقق منها رابطة متينة ، وقد نجد النوعين من العوامل في دراسة واحدة. وحيث أن التحليل العاملي يهدف إلى تحقيق واحد أو أكثر من هذه الأهداف الهامة والجوهرية والسبق تتسق مع أهداف العلم الأساسية ، فقد أصبح التحليل العاملي منهجا احصائيا له أساس منطقسي لا غنى عنه في عدد غير قليل من النظريات السيكولوجية وبالتحديد في محال الشخصية منطقسي لا غنى عنه في عدد غير قليل من النظريات السيكولوجية وبالتحديد في محال الشخصية البق تدعى عاملية (بدر الانصارى ،1997).

11-5 طرق التحليل العاملي :

تحدد الطريقة المستخدمة في التحليل العاملي كثيرا، فهناك الطريقة القطرية، والطريقة المكونات والطريقة المكونات المركزية بإستخدام متوسط الارتباطات، وطريقة المكونات الاساسية، ونوجزها فيما يلي:

Factor Analys	s: Extraction	
Method:	Principal components	-
-Analyze-	Principal components	-
그 열면 🜓 여름이 있었다면서, 1119	ilinweighted least courses -	· · · ·
	Generalized least squares Maximum likelihood	· · · : : · ·
(* Covari	Principal axis factoring	
	Alpha factoring	_

1- الطريقة القطرية: Diagonal Method وتعد الطريقة القطرية من الطرق المباشرة والسهلة في التحليل العاملي، ويمكن استخدامها إذا كان لدينا عدد قليل من المتغيرات وتؤدى إلى استخلاص أكبر عدد ممكن من العوامل وتتطلب هذه الطريقة معرفة سابقة ودقيقة بقيم شيوع

المستغيرات ، وبدون هذه المعرفة لايمكن استخدامها، وتستمد الطريقة القطرية اسمها من كونها تقسوم على اسستخدام القيم القطرية في المصفوفة الارتباطية مباشرة . وتبدأ الطريقة القطرية باسستخلاص هذه القيمة بكاملها في العامل الأول، وبذلك يكون جذر هذه القيمة هو تشبع المتغير الأول على العامل الأول، ويطلق عليه اسم التشبع القطري وهكذا.

2- الطريقة المركزية : Centroid Method كانت الطريقة المركزية " لشرستون " كثر طرق التحليل العاملي استخداما وشيوعا إلى عهد قريب نظرا لسهولة حسابها فضلا عن استخلاص عدد قليل من العوامل العامة . غير أن هذه الطريقة تفتقر إلى عدد من المزايا الهامة ، أهمها ألها لا تستخلص الا قدرا محدودا من التباين الارتباطي ، تتحدد قيم الشيوع في المصفوفة الإرتباطيية وفق تقديرات غير دقيقة حيث تستخدم أقصى ارتباط بين المتغير وأى متغير في المصفوفة وهو احراء يؤدى إلى خفض رتبة المصفوفة .

3- الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات: Averoid Method لا تختلف هـ ذه الطريقة عن الطريقة المركزية المعتادة إلا في استخدامها تقدير الشيوع عبارة عن متوسط ارتباطات المستغير ببقسية المتغيرات في المصفوفة ثم حساب العوامل بعد وضع المتوسط الخاص بارتباطات كـل متغير في خليته القطرية ولهذا السبب يطلق على هذا الاسلوب اسم الطريقة المركبزية بإستخدام المتوسطات. غير أن هذه الطريقة لا توفر نفس الدقة التي تجدها في الطريقة المركزية التامة ، إذ تؤدي إلى خفض محدود في نسبة التباين التي تعبر عنها العوامل الناتجة. غير أن هذه الطريقة تبدو مفيدة في حالة وجود عدد كبير من المتغيرات دون توفر وسائل آلية لاجراء العمليات الحسابية.

Principal Components Analysis -4 -4 اسسلوب تحلسيل المركبات الأساسية (P.C.A.)

طريقة المكونات الأساسية: Principal Componants تعد طريقة المكونات الأساسية التي وضعها "هويتلنج Hottelling "عام 1933 من أكثر طرق التحليل العاملي دقة وشسيوعاً في بحروث الشخصية، ولهذه الطريقة مزايا عدة منها ألها تؤدي إلى تشبعات دقيقة. وكذلك " فإن كل عامل يستخرج أقصى كمية من التباين (أي أن بحموع مربعات تشبعات العامل تصل إلى أقصى درجة بالنسبة لكل عامل)، وتؤدى إلى أقل قدر ممكن من البواقي، كما

أن المصفوفة الارتباطية تختزل إلى أقل عدد من العوامل المتعامدة (غير المرتبطة) ولم تلق طريقة المكونات الأساسية في البداية قبولا كبيرا بين الباحثين نظرا لحاجتها إلى وقت حسابات طويل لإتمامها ولسندا كان من المستحيل استخدامها يدويا في حالة المصفوفات الكبيرة ، ولكن بعد الاعتماد على الآلات الحاسبة الالكترونية ذات السرعة الفائقة والدقة الشديدة وطاقة التحزين الكبيرة ، اصبحت هذه الطريقة الآن من بين أكثر الطرق شيوعا نظرا لدقة نتائجها بالمقارنة ببقية الطرق.

يعستمد اسلوب تحليل المركبات الأساسية (P.C.A.) بصفة اساسية على تفسير وتحليل بحموعة التغايسرات والتباينات بين البيانات من خلال بحموعة صغيرة من التوليفات الخطية في المستغيرات الأساسية. ومن ثم فإن الهدف الأساسي لهذا الأسلوب التحليلي هو تفسير البيانات ومعسرفة مدى اختلافها وأسباب هذا الاختلاف، وكذلك التعامل مع البيانات بصورة مختصرة Data Reduction من خلال أقل عدد ممكن من العلاقات الخطية والتي تفسر في مجملها أكبر جزء ممكن من الاختلافات والتباينات بينها.

N بفرض أن لدينا أ من المتغيرات $X_{pj}, j=1,...,N$ بختمع حجمه $X=(X_{1j},...,X_{pj},j=1,...,N)$ بمن المشاهدات لـــ أ من المتغيرات في الصورة التالية:

$$X = egin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1N} \ X_{21} & X_{21} & \dots & X_{2N} \ dots & dots & \dots & dots \ X_{n1} & X_{n2} & \dots & X_{pN} \end{bmatrix}$$

حــيث n > p وإذا كانت مصفوفة التباينات والتغايرات هي S ، فإن المشكلة تكمن في إيجاد العلاقات أو التوليفات الخطية⁽¹⁾

Sturt, M., (1982), "A Geometric Approach to Principal Components Analysis". The American Statistician, 36, 365 - 367.

الفصل الحادي عشر: التحليل العاملي

$$y_{1} = a_{11}X_{1} + a_{21}X_{2} + \dots + a_{p1}X_{p} = \underline{a}_{1}^{\prime}\underline{X}$$

$$y_{2} = a_{21}X_{1} + a_{22}X_{2} + \dots + a_{p1}X_{p2} = \underline{a}_{2}^{\prime}\underline{X}$$

$$M \quad M \quad M \quad M \quad M$$

$$y_{p} = a_{1p}X_{1} + a_{2p}X_{2} + \dots + a_{pp}X_{p} = \underline{a}_{p}^{\prime}\underline{X}$$

$$(3-1)$$

حيث

$$cov(y_1, y_k) = a_1' \sum a_k$$
 1, $k = 1, 2, ..., p$ (3-3)

وتكـون المركبات الأساسية هي تلك التوليفات الخطية غير المرتبطة (Uncorrelated) وتكـون المركبات الأساسية هي تلك التوليفات الخطية غير المرتبطة (3-2) أكبر ما يمكن. (3-2) أكبر ما يمكن.

ومسن ثم يكون المركب الأساسى الأول هو التوليفة الخطية ذات أعلى تباين أى التوليفة $a_1'a_1=1$ بشرط ان $var(y_1)=a_1'\sum a_1$ الخطية التي تحقق القيمة العظمى للتباين $a_1' = a_1' \sum a_1$

الحظيد التي تعلق الليمات المسلمي سبديل الماك الماك الماك الماك الماك الماك الماك الماك المتبقية في ويكسون المسركب الأساسسي الثاني هو التوليفة الخطية ذات أعلى التباينات المتبقية في البيانات، أي التوليفة الخطية التي تحقق القيمة العظمي للتباين.

$$\operatorname{var}(y_2) = a_2' \sum a_2$$
 (3-4)

$$a_2'a = 1$$

 $cov(a_1'X, a_2'X) = 0$

وهكـــذا يكون المركب الأساسى رقم 1 هو التوليفة الخطية $a_1'X$ التى تحقق القيمة . العظمى للتباينات المتبقية أى العلاقة الخطية $Y_1=a_1'X$ التى تحقق القيمة العظمى للتباين $\mathrm{var}(y_1)=a_1'\sum a_1$ (3-5)

تحت شروط

$$a'_1 a_1 = 1$$

 $cov(a'_1 X, a'_K X) = 0$ for $k < 1$

وهكذا حتى نحصل على عدد من التوليفات يستحوذ على أكبر قدر مكن من التبيانات.

ويمكسن التوصل إلى هذه العلاقات باستخدام فكرة مضروب لاجرانج حيث أنه بالنسبة للمركب الاساسي الأول فإن :

$$\phi_{1} = \text{var}(y_{1}) - \lambda_{1}(a'_{1}a_{1} - 1)$$

$$= a'_{1} \sum a_{1} - \lambda_{1}(a'_{1}a_{1} - 1)$$
(3-6)

حسيث 1₁ هـــى مضروب لاجرانج للمركب الأساسى الأول . وبإجراء التفاضلات الجزئية فإن :

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial a_1} = 2 \sum_i a_1 - 2 \lambda_1 a_1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_1}{\partial \lambda_1} = a_1^i a_1 - 1 = 0$$
(3-7)

ومن ثم نحصل على الآتى : $(S - l_1 I) \ a_1 = 0$ (3-8) $a_1' \ a_{11} = 1$ العلاقة (3-8) بشرط ان $a_1' \ a_{11} = 0$ (3-9)

ومن ثم يمكن التوصل إلى كل من الجذر الكامن الأول (eigenvalue) والمتحه الكامن a_1 (eigenvector) والنماظر للحذر a_1 .

أما بالنسبة للمركب الأساسى الثانى
$$y_2 = a_{21}^I X$$
 فإن $\phi_2 = \text{var}(y_2) - \lambda_2(a_2^I - 1) - \mu(a_2^I a_2)$

$$= a_2^I \sum a_2 - \lambda_2(a_2^I a_2 - 1) - \mu(a_2^I a_2)$$
(3-10)

حسيث 1⁄2 هو مضروب لاجرانج للمركب الأساسي الثاني وبإجراء التفاضلات الجزئية

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial a_2} = 2 \sum a_2 - 2\lambda_2 a_2 - \mu a_1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \lambda_2} = a_2^i a_2 - 1 = 0$$

$$\frac{\partial \phi_2}{\partial \mu} = a_1^i a_2 = 0$$
(3-11)

ومن ثم نحصل على العلاقة التالية : (S - l₂I) a₂ = 0

وللوصول إلى حل العلاقة (3-12) بشرط
$$a_1 a_2 = 0$$
 , $a_1' a_2 = 0$ من $|S - l_2 I| = 0$

ومن ثم يمكن التوصل إلى كل من الجذر الكامن الثاني (eigenvalue) والمتجه الكامن l_2 (eigenvector) والمناظر للحذر l_2 .

وهكذا يمكن الحصول على المركب الأساسى رقم 1 ، كما أن a_1 هو المتحه الكامن المناظر له، ومن ثم يكون لدينا عدد من الجذور الكامنة بحيث أن :

$$l_2 \ge l_2 \ge l_3 \ge \ldots \ge l_p$$

ويناظر كل حذر منها متحه كامنا يمثل ثوابت العلاقة الخطية الجديدة، مع ملاحظة أنه على الرغم من أنه يكون لدينا عدد من التوليفات الخطية مساويا p، فإن معظم التباينات والاختلافات بين البيانات والمشاهدات ترجع إلى عدد أقل من التوليفات وليكن m توليفة (m مركب اساسي) حيث أن معظم المعلومات يرجع تفسيرها إلى هذا العدد الصغير من المركبات، ومن ثم يمكن الاستعاضة عن p يمتغير بعدد m مركبة أساسية لتفسير الظاهرة محل الدراسة، وبالتالى يمكن التعامل مع مجموعة من المعلومات والبيانات حجمها n x p بدلا من n x p.

والجدير بالذكر أن من صفات أسلوب تحليل المركبات الاساسية صفة التغير والتنوع للعلاقات الخطية الناتجة إلا أنه يختص بخاصيتين وهما⁽¹⁾:

Jackson, J.E., (1980): Principal components and factor analysis: Part I - Principal Components", Journal of Quality Technology, 12, 201-213.

التحليل الإحصائي

(2)

tr S = tr l

(1)
$$|S| = |I|$$
 (3-15)

: شي*ه*

 $tr~S = s_{11} + s_{22} + + s_{pp}$ جموع التباينات $tr~l = l_1 + l_2 + + l_p$ جموع الجذور الكامنة بمحموع الجذور الكامنة

أي أن مجمــوع التباينات تساوى مجموع الجذور الكامنة eigenvalues ، كما أن محدد مصفوفة التباينات تساوى محدد الجذور الكامنة.

وبالتالى يمكن قياس درجة الأهمية النسبية لكل من مركب اساسى لتفسير سلوك المتغيرات الأصلية في تشكيل الظاهرة باقل خطأ ممكن للمعلومات في النظام كالتالى :

$$RI_i = \frac{\lambda_i}{tr \Sigma} \tag{3-16}$$

حسيث تمثل الأهمية النسبية هنا إجمالي التباينات بين المشاهدات المفسرة باستخدام المركبة الأساسية رقيم I يلاحسظ أنه في أغلب الأحيان أن حوالي من 80% إلى 90% من إجمالي التبايسنات لعسدد كبير من المتغيرات p يمكن رجوعه إلى المركبة الأساسية الأولى أو المركبتين الأساسيتين الأوليين أو المركبات الثلاث الأولى ، ومن ثم يمكن الاستعاضة عن العدد الأصلى p هذه المركبات الثلاث دون فقد يذكر للمعلومات المتاحة.

طريقة المكونات الاساسية Principal components

يـــشير صفوت فرج (1980) ان طريق المكونات الاساسية ل هوتلنج من اكثر طرق التحلــيل العاملي دقة ومميزات، غير ان الكثيرين من الباحثين كانوا يحجمون عن استخدامها لما تتطلــبة مــن اجــراءات طويلة وعمليات حسابية متعددة الا انة ازاء التقدم العلمي الراهن في استخدام الحاسبات الالكترونية الحديثة والفائقة السرعة مثال في البحوث النفسية اصبح من غير

المستطاع مقاومة اغراء استخدام هذه الطرق الدقيقة SAS, SPSS ، وطريقة المكونات الاساسية لا تفترض تسلسل التباين النوعى في شكل عوامل نوعية ويدمج هذا التباين في هذة الطسريقة في التباين العام مكونا فئات تصنيفية كبرى تتضمن نسبة ضئيلة من هذا التباين النوعى لا تظهر واضحة في العوامل المبكرة الاستخلاص عامليا والتي تعد ذات اهمية كبيرة في هذا الاسلوب.

يستضاف الى ذلك ميزة رئيسية فى المكونات الاساسية هى ان كل عامل فيها يستخلص اقصى تباين ممكن ، بمعنى ان مجموع المربعات يصل الى اقصى حدودة فى كل عامل وعلى ذلك تتلخص المصفوفة الارتباطية فى اقلا عدد من العوامل المتعامدة.

وهذا معناة ان اسلوب المكونات الاساسية يتميز بقدرتة على الوصول الى حل يتفق مع محك أو في مربعات للمصفوفة الارتباطية وهو احد المحكات الرياضية التي تلاقى قبولا وضحا في بحسال الاساليب التلخيصية للعلاقات بين المتغيرات تمتم بعملية شرح وتفسير بناء التباين (فرج، 1980). وطريقة المكونات الاساسية Principal components وبناء التباين التلازمي أو التغاير المزدوج Variance structure

مسن خسلال الارتسباطات الخطية القليلة Covariance structure بالمتغيرات الاصلية وموضوعاتة العامة هي Linear combination اختزال او تحويل البيانات Data reduction الشرح او التفسير Johenson, & Wichern , 1992 : 256) Interpretation

1. التدوير المتعامد والمائل

هــناك نوعان من التدوير تبعا للزاوية التي تفصل بين المحاور المرجعية وهما المتعامد والمائل Orthogonal ، ففي التدوير المتعامد تدار العوامل معاً (اثنين منهما مثلا) مع الاحتفاظ بالتعامد 90) oblique درجة) اما التدوير المائل ففية تدار المحاور دون احتفاظ بالتعامد ، فتترك لتتحد الميل الملائم لها .

وفى هذا الصدد يذكر محمود منسى (1993) ان جميع العوامل المستخلصة من التحليل العاملي المباشر ، تحتاج الى ابراز هويتها بطريقة اوضح لانة يصعب تفسيرها سيكولوجيا وحيث ان هدف تدوير المحاور (المتعامد والمائل على حد السواء) هو التوصل الى البناء البسيط الا ان

التدويـــر المـــتعامد يهـــدف الى تحقيق هذا الهدف فى ضوء فكرة الاستقلال بين العوامل وعدم الارتباط (حتا 90= 0) (منسى ، 1993 : 70)

والعوامل المتعامدة غير مرتبطة معا ، اى ان معاملات الارتباط بينها تساوى الصفر ، اذ تصنف العوامل الاختبارات أو المتغيرات الى فئات غير مرتبطة ، وهكذا يصبح التقسيم حاد غير مستداخل ، اما العوامل المائلة فهى بينها ارتباط اى الها عوامل متداخلة ويفضل بعض المحللين استخراج عوامل متعامدة غير مرتبطة فى حين يهتم آخرون باستخلاص المائل ، ويهدف تدوير المحاور الى تحقيق ما يسمية ثرستون البناء البسيط (عبد الخالق ، 1987 : 116).

بعض طرق التدوير المتعامد

- الكوارتيماكس
 - الباريماكس
 - الماكسبلان

بعض طرق التدوير المائل

- الكوارتيمن
 - الاوبلمن
- الكوفاريمين
- البروماكس

محكات التوقف عن استخلاص العوامل: (تدوير العوامل)

Tuker Phi ويعتمد على مبدأ الم المباكر المباك

2-قاعسدة همفسري: تعستمد هسذه القاعدة على حجم العينة الاصلية التي حسبت الارتسباطات بين متغيراتها وثانيا على فكرة ان تشبع متغيرين فقط دون المصفوفة كلها كافيين تماما لتقرير وجود عامل عام .

3- محك كومب: يطبق هذا المحك فقط على المصفوفات التي تحتوي على قيم موجبة او صفرية ويسمح بالقيم السالبة الصغيرة التي لا تختلف اختلافا واضحا عن الصفر وبذلك يعتمد هذا الاسلوب على نمط البواقي في المصفوفة اكثر من اعتماده على حجمها او دلالاتما حيث انه يفترض انه في حالة وجود عوامل ذات دلالة مرتفعة لم تستخلص بعد وليس بحرد تباين خطأ المصفوفة فعلينا ان لا نتوقع قيم سالبة اكثر في مصفوفة البواقي بعد العكس مما يتوقع بحكم الصدفة في مصفوفة ناتجة عن ارتباطات ايجابية .

4-محسك كايسزر: يعتمد هذا المحك على حجم التباين الذي يعبر عنه العامل، وعلى ذلك فان هذا المحك يتطلب مراجعة الجذر الكامن للعوامل الناتجة، وعلى ان تقبل العوامل التي يسزيد جدذرها الكامن عن الواحد الصحيح، وتعد عوامل عامة. وهو محك قد يكون صالحا ومناسبا لطريقة المكونات الاساسية لهوتلنج على وجه الخصوص. ويذكر عبد الخالق (1994) ان العسوامل الدالة في هذه الطريقة هي العوامل التي يساوي او يزيد جذرها الكامن على واحد صحيح أي ان التباين الذي يستوعبه كل عامل (مجموع مربعات التشبعات على كل عامل) كامر الميار تتطابق نتائجه مع معايير اخرى .

5- عسك كاتل: تؤدي خطوات استخلاص العوامل من المصفوفة الارتباطية الى انتاج العسوامل الاكثر عمومية اولا في كل الاساليب العاملية بلا استثناء ، ثم تبدا العوامل الخاصة او التسباين النوعي في الظهور. وفي طريقة كالمكونات الاساسية لاتفرق بين عوامل عامة واحرى غسير عامة يفترض ايضا ان حجم التباين النوعي الذي يتسرب الى العوامل الناتجة يتزايد في العسوامل الاحيرة ويبدأ في فرض صورة تقلل من اهمية المصفوفة العاملية ويتطلب الامر في هذه الحالة تحديد العدد الامثل من العوامل قبل ان تؤدي ظهور التباينات الخاصة الى احداث خلل في مصفوفة العوامل ويقترح كاتل هنا محكا بسيطا يطلق عليه اسم البقايا المبعثرة وذلك بان نقوم برسم محورين متعامدين ، افقي نضع عليه عدد العوامل في تحليلنا (الذي انتج فيه عددا كبيرا من

العــوامل) ويقــسم المحــور الراسي وفقا لوحدات منتظمة معبرة عن الجذر الكامن المستخلص للعوامل المختلفة.

وسمنلاحظ بعد اتمام رصد عواملنا وجذورها الكامنة ، ان حجم الجذر يتناقض بشكل كبير في العوامل الاولى الى ان يصل الى نقطة معينة هي غالبا حول جذر كامن واحد صحيح ثم يبدأ حجم الجذر في التناقص بصورة ضئيلة بحيث يستوي فيها الخط البياني مع الخط الافقي .

وإذا افترضنا أن النقطة التي سنتوقف لديها في قبولنا للعوامل هي عند العامل الرابع على سبيل المثال فان الفرق لن يكون كبيرا في الواقع بين ما يقدمه محك كاتل وبين ما يقدمه محك كايزر الذي يتطلب التوقف عند العامل الثالث هذا على سبيل المثال.

وتتبقى لطريقة كايزر ميزتما في هذه الحالة في كونما لا تتطلب استخلاص عدد كبير من العسوامل ثم رصدها في الشكل البياني للتعرف على نقطة توقف التناقض واستواء الخط ، حيث يمكن حسساب الجذر الكامن لكل عامل بطريقة كايزر قبل استخلاص العامل التالي مما يوفر جهدا لا مبرر له (صفوت فرج ، 1991 : 246).

6- محك مويزز : يقوم هذا المحك على تفرطح التباين الكلي للعوامل المتتالية .

7- عمل بسيرت وبانكز : ويمكن عن طريق هذا المحك تحديد العوامل ذات الدلالة المنخفضة عن طريق تحديد الخطأ المعياري للتشبع الصفري ، وبمقارنة عدد تشبعات العامل أو مضاعفات هذا العدد التي يزيد مقدارها عن الخطأ المعياري .

11-6 بعض مفاهيم التحليل العاملي:

:Communality حرجة الشيوع -1

تعــرف درجــة شــيوع المتغير بإسهامات هذا المتغير في جميع العوامل ويقاس بمحموع مــربعات معاملات هذا المتغير وفي العوامل المختلفة، فمثلا تقاس درجة شيوع المتغير وقم (j) على النحو التالي:

$$C_{j} = \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i}^{2}$$

درجة التشبع Loading درجة

 $lpha_{_{ij}}$

يعرف المعامل

بمعامل تحمل المعامل أو تسشبع المتغير أعلى العامل أو كما يعبر عن مدى ارتباط العامل بالمتغير. ويلاحظ أن مجموع مربعات درجات التشبع لكل عامل تسمى الجذر الكامن وتعبر عن أهمية هذا العامل في تفسير الاختلافات في المتغيرات، كما يعبر مجموع الجذور الكامنة عن التباين السني أمكسن تفسيره من خلال العوامل، وبنسبته إلى عدد المتغيرات نحصل على نسبة التباين العاملية هذه ؛ لأنه يتم تحويل المشاهدات إلى قيم معيارية ويكون تباين كل متغير الواحد الصحيح.

2- معامل الارتباط كعلاقة بين الاختبار (1) والاختبار (2) يساوي =

حاصــل ضرب درجة تشبع الاختبار (1) بعامل معين (أ) × درجة تشبع الاختبار (2) بعامل معين (أ) .

 2 ای أن ر $_{1.2}$ = ش

وقياسا على ذلك فان معامل الارتباط بين الاختبار (1) ونفسه = (ش أ ا)

:Variance التباين -3

يحسن الاعتماد في التحليل العاملي على الدرجات المعيارية Score وهي تعني توحيد أساس الدرجات على المتغيرات المختلفة بحيث تصبح وحدة الدرجة الخاصة بالفرد على المتغير واحد صحيح أو درجة أي فرد عبارة عن نسبة من هذا الواحد الصحيح وبهذا نلاحظ ان تباين المتغير الواحد في أي تحليل عاملي هو:

التباين الكلي = تباين العامل العام + تباين العامل النوعي + تباين الخطأ

حيث أن: تباين المتغير العام هو: مربع تشبع المتغير أو مربع ارتباطه بالعامل وهو هنا تباين عام يشترك به المتغير مع تباينات لمتغيرات أحرى بما يؤدي إلى استخلاص عامل عام

تباین المتغیر النوعی هو: مربع تشبع المتغیر أو مربع ارتباطه بالعامل وهو قدر من التباین الذي يعبر به المتغیر الواحد عن نوعیة أدائه ویظهر علی عامل دون أن یظهر معه تباین لمتغیرات أخرى .

تباين الخطأ هو :الجزء الذي لا يستخلص في شكل عوامل ويبقى في المصفوفة الارتباطية بعد استخلاص العوامل على شكل بقايا ويعود إلى عدد من الأسباب وهي:

- أ- أخطساء القسياس: ويقصد بها استخدام الأدوات منخفضة الثبات أو استخدام مقاييس غير متجانسة البنود، أو تأثير بعض المتغيرات الأخرى فكل هذا يؤثر على نتائج التحليل العاملي.
 - ب- أخطاء التجربة : والتي تتمثل في عدم الضبط الدقيق للمتغيرات بالبحث .
- جـــ أخطـاء الدقة: والتي تتمثل في عدم إحكام حلسة الاختبار أو طريقة تقديم التعليم أو أسلوب تصحيح الاختبارات .

4- العلاقة بين الثبات والشيوع:

أن معامل الشبات يعبر عن الحجم الحقيقي لتباين المتغير أي بعد استبعاد تباين الخطأ وأننا ننظر إلى قيم الشيوع للمتغير في مصفوفة عاملية باعتبارها معامل ثبات لهذا المتغير حيث تمثل قيم الشيوع في هذه الحالة هذا التباين الحقيقي الذي استخلص معبرا عن تباينات مختلفة يشترك فيها المتغير مع غيره من المتغيرات طالما بقي تباين الخطأ في مصفوفة البواقي معبرا بدوره عن الجزء من المتغير مع غيره من المتغيرات نتيجة لأخطاء القياس أو أخطاء التباين الكلي الذي لا يشترك فيه الاختبار مع غيره من المتغيرات نتيجة لأخطاء القياس أو أخطاء التجريب.

5- الجذر الكامن: Eigen Value

يعسرف بحموع مربعات تشبعات كل المتغيرات على كل عامل على حدة من عوامل المصفوفة باسم الجذر الكامن للعامل وهو تعبير يستخدم في جبر المصفوفات ويلاحظ بالنسبة لأي مصفوفة عاملية أن الجذر الكامن يتناقض تدريجيا عن العامل الأخر، فالعوامل الأولى ذات حمد كامن اكبر من العوامل المتأخرة الاستخلاص، ذلك أن خطوات حساب العوامل تؤدي إلى استخلاص أقصى تباين مشترك بين المتغيرات في كل مرة على التوالي وبطرح مصفوفة الناتج من المصفوفة الارتباطية يتبقى حجم اصغر من التباين المشترك بين المتغيرات يستخلص في عامل حديد ذي جفر كامن اصغر من سابقه. وسيكون بحموع قيم الشيوع للمتغيرات يساوي تماما

بحمــوع الجذور الكامنة لعوامل المصفوفة ، بمعنى أخر أن بحموع مربعات الصفوف ((أي قيم الشيوع)) = بحموع مربعات الأعمدة ((أي الجذور الكامنة)).

ولمسا كسان التباين الذي يساهم به متغير بقيمه المعيارية يساوي (1) فان أي مكون جذره الكامن اقل من واحد لا يكون له أي أهمية تذكر ، ومعنى ذلك أن المكونات أو العوامل التي تكون قيمة الجذر الكامن لكل منها واحد أو اكثر هي التي تعتمد وتعتبر ذات دلالة معنوية

-6 حجم التباين العاملي ونسبة التباين العاملي :

حجم التباين العاملي هو محموع قيم الشيوع أو مجموع الجذور الكامنة ، أما نسبة التباين العاملي للمصفوفة عبارة عن :

والتباين الارتباطي يساوي عدد المتغيرات التي تدخل في التحليل العاملي والجذر الكامن يعكس مقدار التباين العام عن طريق العدد النسبي من العوامل.

7-11 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

اذا كـان لديـنا استبانة تتكون من 23 سؤالاً حول البرنامج الاحصائي SPSS وهي كالتالي:

معارض بشدة	معارض	كاياد	موافق	مواطق بشدة	استبانة حول الاحصاء والبرنامج SPSS
79. 1	•				[. الاحصاء يجعلني ابكي.
	:				2. يعتقدأصـــدقائي أنـــني غـــبي لأنين لم ابدأ بالتعامل مع البرنامج
·					الإحصائي للعلوم الاجتماعية.
• <u>.</u>					3. الانحرافات المعيارية تثيرني.
					4. أحلم بأن بيرسون يهاجمني في معاملات الارتباط.
				:	5. انا لا أفهم الإحصاء.
·					6. ليس لدي الكثير من الخبرة في الحاسوب.
			<u></u>	_	7. جميع الحواسيب تكن الكراهية لي.
·		··· ,•, ,			8. أنا لست حيداً في الرياضيات.

9. أصدقائي في الإحصاء أفضل مني. 10. الكمبيوتر مفيدة فقط في اللعب. 11. فعلت سيئا في الرياضيات في المدرسة. 12. فعلت سيئا في الرياضيات في المدرسة. 13. فيحاول الناس المقول بأن SPSS يعمل الاحصاءأيسر على الفهم ولكنه بالنسبة في ليس كذلك. 13. بسبب استخدام الكمبيوتر إنني أسشى أن يسبب ضررا لا يمكن إصلاحه. 14. الكمبيوتر يختاج للي عقول وأنا اشعر بأني على غير ما يرام عند استخدامها. 15. اشعر بان الكمبيوتر يرفضين. 16. أنا أنكي صراحة عند ذكر مقايس النرعة المركزية. 17. أنا تصييني حالة غيوية كلما أرى المعادلات. 18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية دائما عندما أحاول استخدامها. 19. الحمسيع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي النحوم النوع الطبيعي. 20. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو المنظيم عا أنا عليه. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني المطلب الذي يذاكر كثيرا.	
11. فعلت سينا في الرياضيات في المدرسة. 12. يحاول الناس القول بأن SPSS يجعل الاحصاءأيسر على الفهم ولكنه بالنسبة لي ليس كذلك. 13. بـــــب اســــتخدام الكمبيوتر إنني أخشى أن يسبب ضررا لا يمكن إصلاحه. 14. الكمبيوتر يختاج الى عقول وأنا اشعر بأني على غير ما يرام عند استحدامها. 15. اشعر بأن الكمبيوتر يرفضني. 16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقايس الراعة المركزية. 17. أنا تصييني حالة غيبوية كلما أرى المعادلات. 18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية دائما عندما أحاول استحدامها. 19. الحميع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي اللعلوم الاجتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. أنا اشعر بالسوء عندما أفكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	9. أصدقائي في الإحصاء أفضل مني.
12. يحاول الناس القول بأن SPSS يجعل الاحصاء أيسر على الفهم ولكنه بالنسبة لي ليس كذلك. 13. بسبب استخدام الكمبيوتر إنني أحشى أن يسبب ضررا لا يمكن إصلاحه. 14. الكمبيوتر يحتاج الى عقول وأنا اشعر بأني على غير ما يرام عند استخدامها. 15. اشعر بأن الكمبيوتر يرفضني. 16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقاييس النزعة المركزية. 17. أنا تصيبني حالة غيبوية كلما أرى المعادلات. 18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية دائما عندما أحاول استخدامها. 19. الجمسيع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية. 20. لا يمكني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	10. الكمبيوتر مفيدة فقط في اللعب.
ولكته بالنسبة لي ليس كذلك. 13. بــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	11. فعلت سيئا في الرياضيات في المدرسة.
13. بــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	12. يحاول الناس القول بأن SPSS يجعل الاحصاءأيسر على الفهم
المحدود المحد	ولكنه بالنسبة لي ليس كذلك.
14. الكمبيوتر يحتاج الى عقول وأنا اشعر بأيي على غير ما يرام عند استخدامها. 15. اشعر بأن الكمبيوتر يرفضني. 16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقاييس الترعة المركزية. 17. أنا تصيبني حالة غيبوبة كلما أرى المعادلات. 18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية دائما عندما أحاول استخدامها. 19. الجميع ينظر في عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر في المتجهات الكامنة. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو أفضل نما أنا عليه.	13. بــسبب اســتحدام الكمبيوتر إنني أحشى أن يسبب ضررا لا
استخدامها. 15. اشعر بأن الكمبيوتر يرفضني. 16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقاييس البرعة المركزية. 17. أنا تصيبني حالة غيبوية كلما أرى المعادلات. 18. تتحطم براميج الإحصائي للعلوم الاجتماعية دائما عندما أحاول استخدامها. 19. الجميع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. أنا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصداقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه.	يمكن إصلاحه.
15. اشعر بأن الكمبيوتر يرفضني. 16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقاييس الترعة المركزية. 17. أنا تصيبني حالة غيبوبة كلما أرى المعادلات. 18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية دائما عندما أحاول استبعدامها. 19. الجمسيع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. أنا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه.	14. الكمبيوتر يحتاج الى عقول وأنا اشعر بأني على غير ما يرام عند
16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقاييس الترعة المركزية. 17. أنا تصيبني حالة غيبوية كلما أرى المعادلات. 18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية دائما عندما أحاول استخدامها. 19. الجميع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو أفضل نما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	استخدامها.
17. أنا تصيبني حالة غيبوبة كلما أرى المعادلات. 18. تتحطم براميج الإحصائي للعلوم الاحتماعية دائما عندما أحاول استحدامها. 19. الجمسيع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرناميج الإحصائي للعلوم الاجتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرناميج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	15. اشعر بأن الكمبيوتر يرفضني.
18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية دائما عندما أحاول استخدامها. 19. الجم يع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	16. أنا أبكي صراحة عند ذكر مقاييس النزعة المركزية.
استخدامها. 19. الجمسيع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	17. أنا تصيبني حالة غيبوبة كلما أرى المعادلات.
19. الجمسيع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	18. تتحطم برامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية دائما عندما أحاول
للعلوم الاحتماعية. 20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه. أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	استخدامها.
20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة. 21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه. أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	19. الجمسيع ينظر لي عندما أقوم باستخدام البرنامج الإحصائي
21. انا اشعر بالسوء عندما افكر بالتوزيع الطبيعي. 22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه. أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	للعلوم الاجتماعية.
22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية على نحو أفضل مما أنا عليه. أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	20. لا يمكنني النوم عندما افكر في المتجهات الكامنة.
أفضل مما أنا عليه. 23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	21. أنا أشعر بالسوء عندما أفكر بالتوزيع الطبيعي.
.23 إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني	22. أصدقائي في البرنامج الإحصائي للعلوم الاحتماعية على نحو
	أفضل مما أنا عليه.
أنا الطالب الذي يذاكر كثيرا.	23. إذا كنت حيدا في الإحصاء فإن أصدقائي سوف يفكرون انني
,	أنا الطالب الذي يذاكر كثيرا.

1. توصيف المتغيرات:

	Namu	Type	Wedth	Decinal	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	ជុ បី!	Mumeræ	1	Ō		(1, Strongt	9	8	R ight	Ordinal
2	qÜ2	Numeric	1	Ũ		[1, Strongl	g	9	Awjm	Ordinal
3	\$ 03	Numeric	1	Ü		{t, Strongt	9	8	Rajht	Ordinal
4	φ 3 4	Mumerac	1	Ď		(1, Strong)	9	8		Ordinal
5	qQ5	Numeros	1	0		 Strongl 	Ē	8	Pagin	Ordinal
G	q 0 6	Numerst	1	0		ft, Strongt	9	8	Right	Ordinal
7	q07	Mumer₃c	1	0		(f. Strongl	9	8	Maghi	Ordinal
Θ	qÜΒ	Numera	1	0		(1, Strongl	9	8	Right	Odinal
9	φ Ω 9	Numera	1	Ω	; in the second	(t , Strongl	g	8	Ragin	Ordinal
ĹŪ	q10	Mumerac	1	0		(1, Strong)	9	8	Pagla	Ordinal
11	q11	Mumeric	1	Û		(f. Strongt	9	8	Reght	Ordinal
12	q12	Numerac	1	0		řt, Skongl	9	8	Regin	Ordinal
Ef	q13	Mumere	1	O		(1. Strong)	9	8	Reght	Ordinal
14	ថ្នាំ4	zaremu§t	1	Ü		(1, Strong)	9	and	Regint	Ordinal
te the time of the	ឌ្ឃ5	Mumeret	1	Q		(1, Shongi	9	8	Post M	Ordinal
		tanemu t f	1	0		(t, Strongt	9	6	Majh	Ordinal
10	q17	Numeric	1	Û		(1. Strongt	9	8	Regin	Ordinal
10	418	Mamare:	4	0	One Taribation Caro	ft, Strongl	g	() ()	Regint	Ordinal
	g19	Mumanic Mumanic	1	0		(†, Strongt	9	8	MgM	Ordinal
20		Mumeroc	1	O .		(t. Strongl	9	8	Reglat	Ordinal
2 22	q2 1	Marnanc	4	Ü		(1, Strongl	9	8	Right	Ordinal
_22	¢22	2:elemu#	1	Δ		(1, Strongt	9	8	रिद्योग	Ordinal

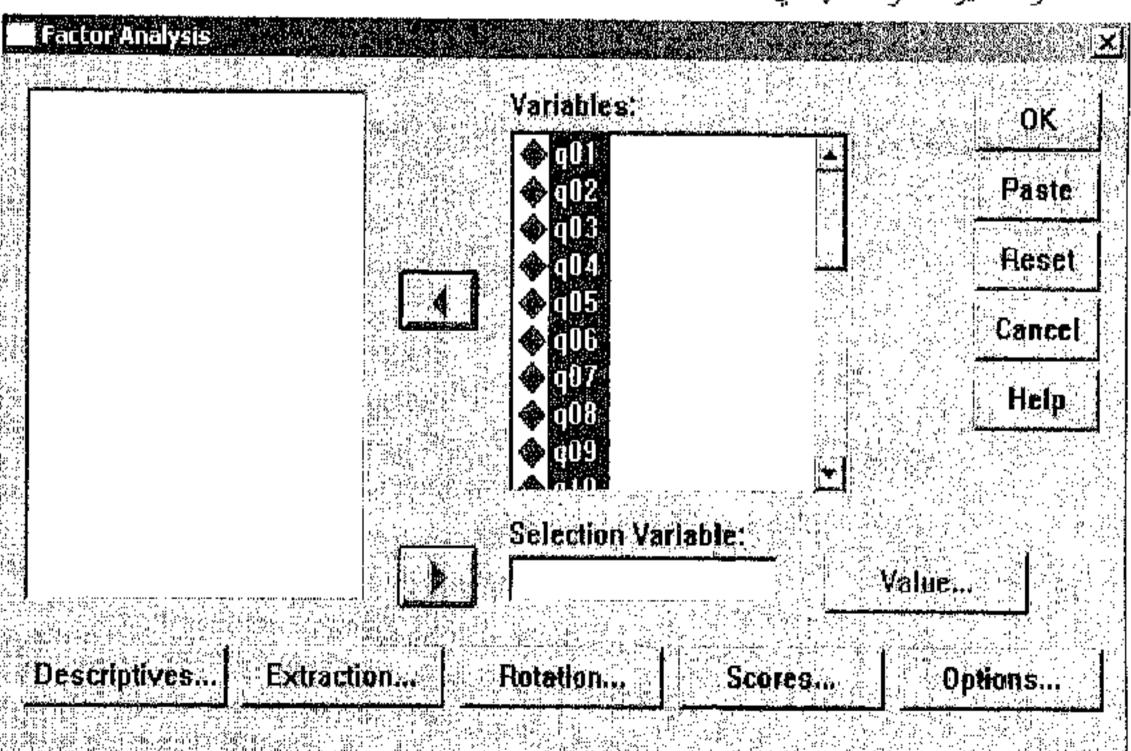
2. إدخال البيانات:

	qU1	q 02	q[]]	11 4	405	40 6	n(L)	p06	gŮ.	η¥Ο	q i	η(2		Q14	ធ្នាត្រី	q16	al 7	q16	n 19	q.D	4 2	q22	q23
	7 3 3	1	Ą		7	2	3	1	1	7	1	<u> </u>	Į.	7,	7	Į.	4	7	j	7	₽.)**	5
7	1	1	3	9	2	3	2	2	5	2	2	3	1	3	å	3	F4	2	Э.	4	4	ď	2
	7	3	7		4	1	2		7	2	3	3	2		3	3	2	3	1	4	3	2	7
4	1	. 1	Į.	4	3	3	4	3	2		Ţ	2	2	3	3	3	2	4	2	<u>.</u>	4	*	2
5	2	1	3	4	Ţ,	3	3	2	4	1	2	1	7	7	4 <u>1</u>	1		3	4	4	4	4.	4
-	2	1	3	7	<u></u>	4	4	2	4	3	2	4	<u>, 1</u>	3	5	4	3	5	1	5	3	4	4
: 'k' 'E		· 3		- A	A CHARLES THE COLUMN TO THE CO	2 5.13.41.46.42.1	- AL.	Miatin aft	3	ž.	.Z.	7	2	2	2	1		1	Ε	2	2	£	4
8	2	2	9 :	2	2	. <u>].</u> 			4	2	2	<u>*</u>		2	<u>.</u>		2	2	A STANDON)	2	*	4
9	4	. 3	<i>}</i> . k	4	5	1		<u> </u>	4	3	4	6	Ę,	45	5	5	#5	<u> </u>	2	5	Ē	3	4
10		4	Ą	33		1		Į	7	*1	7		**************************************	1	~¶	3	7	7	7	#4 	1,	4.	4
44.8	7	1	5		Ž:	*	2		5	2	1	3	1	.2	1	2		2	5	3	2		5 [
	2	1	3	3	4	<u> </u>	3	T-184-1-0+4-7	3		2	3	2		<u> </u>	3	2	1	3	\$	3	#	4
13	<u> </u>	1	3	4	9.	2	3	3	7	3	3	4	4			4	3	1	.	.	4	Э	4
14	2	7	1	22	3	1 	2	2	2	3	<u>1</u>	4	<u> </u>	4	4	4	2	4	1	*3	Ŀ	3	
15			i ji	# 1		<u></u>	3		3	3	~~~ <u>~</u> ~	3	if.	J	3	4	F.	3	<u></u>		4	4	4
21 ET 12	3	1.		2	2	<u> </u>	2	2	2	3		- 100 miles	# #	3	2	3			7	<u>, j</u>	7	3	4
	1		5	7	hanjun ingele	·nia: Saliki 🎠 -	3		4	1 	1	2	1	1	1		4		<u>.</u>		1	4	4
 	2	2	•·· · · · · ·	3	<u> </u>		3	0 · ···- 1 · · ·		2	<u></u>	3	<u>.</u>]	4	1	2	2	2	3	Ĵ	3	4
33	2	- 1	· · · ·	1	!		. ¶		5				1				1	! !	, ¥	4		4.	é i
	- 3				न		#		5	1	7	5	7	5	5	5		5	1	5	5	5	5

: Analyze - Data Reduction - Factor البدء في التحليل 3.

	IPSS Dalea en View Data		Analyze	Graphs Utili	ties	Window	Help	
			Reports Descript	ive Statistics	•			
1 : 401	q0 1	2 q02	General	e Means Linear Model	•	05	q06	c07
1	2	1	Correlat Regress	(on		2	2	3
8	2	3	Sandania de Caracita de Caraci	euction.		∠ Factor	1	2
5	3 2	1	A Committee of the Comm	imetric Tests		3 2	3 3	3
6 7	2	1	Multiple 3	Response	b	4	4	4
8	· r	2	3	2	<u>.</u>	2	2	2
, 10 R	3	3 4	1 4	3		5 2	3 1	5 2

4. إحتيار المتغيرات: نختار المتغيرات ونضعها في قائمة Variables



5. إستكمال محددات التحليل:

نضغط على زر Descriptives – ثم نحدد Initial solution

Factor Analysis: Descriptives	
Statistics	Continue
☑ Univariate descriptives	Cancel
Initial solution	
	Help
Correlation Matrix	
☑ Caefficients ☑ Inverse	
☑ Significance levels ☑ Reprodu	
☑ KMO and Bartlett's test of spherici	y

- ثم نضغط زر Continue نضغط على زر Extraction ثم نحدد:

Factor Analysis: Descr	iptives		لخانين
Statistics		Co	ntinue
▼ Univariate de ▼ Initial solution			ancel
			ië le
-Correlation Matr	I X		
Ø Coefficients		lyerse	
Significance I Determinant		eproduced nti-image	
☑ KMO and Bar			

- ٹم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Rotation – ثم نحدد:

Fairor Analysis Rototton (1985)		() () (] × I
Method C None C Quartimax	Conti	nue
© Varimax ← Equamax ← Direct Oblimin ← Promax	Can	
Delta: 0 Kappa 4	He	
Display		
Plotated solution Loading plot(s)		
Maximum Iterations for Convergence: 30		

— ٹم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Scores – ثم نحدد:

	** 0
Factor Analysis: Factor Scores	
V Save as variables	Continue
Method	
	Cancel
Regression	
	Help
Capitlett	
# Anderson-Aubin	
IV Display factor score coeffici	ent matrix
<u>有其中的特殊的人。但是自己的自己的,但是是一个人的,但是是一个人的,但是是自己的人们的是是一种人的。但是是一个人的人们是是一个人的人们</u>	

- ثم نضغط زر Continue

نضغط على زر ...Options – ثم نحدد:

Factor Analysis:	Options	1X
– Missing Va		
-5-14-64-15-4-7-5-3	要要有效是要加速的创作的。这个人可以表现的对象的对象的,但是这一种,不是他们的基础的 对象是是是是是是是是是是是是是	
	cases listwise Cancel	1
	cases pairwise	
i de la ce	with mean	
Caefficient	Display Format	
I⊽ Sorted b	网络加索尔德 "可以知识是我的是是是对某种的人,但是是不是的,但是是一个一个,但是是一个一个,但是是一个一个人,只是一个人,但是一个一个人,就是一个一个人,就是	7
√ Suppres	s absolute values less than: 0.4	

- ٹم نضغط زر Continue

6. مخرجات التحليل: الاحصاءات الوصفية: الوسط الحسابي، والانحراف المعياري للاسئلة. Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	Analysis N	Missing N
୍ଦ୍ର01	2.37	.828	2571	0
Q02	1.62	.851	2571	0
Q03	2,59	1.075	2571	0
Q04	2.79	.949	2571	o
Q05	2.72	.965	2571	0
Q08	2.23	1.122	2571	0
Q07	2.92	1.102	2571	0
ଘ08	2.24	.873	2571	0
Q 09	2.85	1.263	2571	0
Q10	2.28	.877	2571	0
Q11	2.26	.881	2571	0
Q12	3.16	.916	2571	0
Q13	2.45	.949	2571	0 1
Q14	2.88	.999	2571	٥
Q15	2.77	1.009	2571	0
Q16	2.88	.916	2571	0
Q17	2.47	.884	2571	0
Q18	2.57	1.053	2571	0
Q19	2.29	1.101	2571	0
Q20	3.62	1.036	2571	C
Q 21	3.17	.985	2571	0
Q 22	2.89	1.041	2571	0 :
Q23	3,43	1.044	2571	0

مصفوفة الارتسباط بين كل ازواج الاسئلة وتستخدم لفحص العلاقة بين الاسئلة، انه على على على المسئلة بين علامات اختبارين فمعنى ذلك أن هناك تباينا مشتركا بين الاختبارين، أي الهما يقيسان شيئا مشتركا، ونلاحظ أن ارتباطاتها بالاختبارات الأخرى متدنية بشكل ملحوظ.

إذن يمكن أن نخلص إلى أن الفكرة الأساسية للنموذج العاملي هي افتراض إمكانية تحميع المستغيرات بناءا على معاملات الارتباط بينها ، هذا يعني أن جميع المتغيرات الموجودة في محموعة معيسنة مسرتبطة مع بعضها ارتباطا قويا ، ولكن ارتباطها بمتغيرات المجموعات الأخرى ارتباطا

ضــعيفا ، ومن الممكن أن نتصور أن كل بحموعة من المتغيرات تمثل عاملا واحدا وهو المسئول عن الارتباط المشاهد بينها .

Consideration Makes

		ėj:	CM	V3[]	ii ji	Jh	0.14	297
Continu	1211	/ 域脈	. (37)	* [1]	નેં#	40型	277	in i
		. Fig	' 1281	373	- 12	a \! <u>'</u>	- सीन	÷ 1₽8
	CO	10 miles	3.3	" legi	- 1441 E	% A'Ü	4.ZH	-162
		.436	. ''2	- 121		40'	.26	43 19
	Q Ma	#L	v259	» 11	. ##	<u>*1118</u> 1	257	L EL
	電腦	27	ALM.	- 327	ដ ដ	257	· Miles	i3* •1
	war.	M B	. *9 <u>4</u>		4 <u>B</u>	134	8 14	* (9)0
		200		. <u>2</u> .2	484	2444	epri del	25 1
	CP	. (9)2	À*\$.271	2.3		» 23 3	: QH
	C1 101	47.4)	. 1931	2'6	233		244
	<u>@</u> 35	131	10 · marijanij		72	244	4	13141
	ÇŞ		4 1949	្នង្សា	411	341	.31.4	41. 3
	<u>@13</u>	i liti u	1	- 313		30 <u>2</u> 2 -	碘	223
	44	46		" # 1)	်ည်း " ရုံးပါ	្ឋា ង	## sa	411
	C is	243	1824	nd . 2	J. Na	261	ileal:	11.
			, Mail	- 4 79	ni * 84	an	244	2 9 19
	uy l	at.	-MA	» (1841)	1611	3.4	24	M.
	ជៈអ	.1417	~ * 1844	- 373	332	312	1 1.1	·2)
	ů ig	s. 1819	204	340	· 1981	1	/ *# #	2411
	ca	1 K 1 K 1 K 1 K 1 K 1 K 1 K 1 K 1 K 1 K	* X E	- <u>18</u> 5	241	2121	ni.	
	ya kivî ji n Pani Mari	3 8 5 8		- 200 d 10 14: 1	418	M Man	262	413
	୍ରହ	. 113.7	.74	214	EST.	- 2 <u>11</u>	- 14a	~ 343
	223	= #= EM	. 19.5	"	.1134	. 1372	. 1933	×1124
Ly decide			(A)	19AI	in i	HE	. DA	JAP1
	Cu	<u>iin</u>		MA	(7))	HA	1 <u>50</u>]	[2]]]
	Carlos	an a	<u> </u>		1,6,5,1	HIR	iksi	iși i
	<u>1384</u>	វិវិធិរ		ing.		1100	isu	
	<u>Likky</u>	nos	E	ten i	(BR)		(<u>68)</u>	<u>ល</u> ្អ
		(II)	រុស្ត្ប		\$ 0 5)	HTM1	:	1914
	CSY	. Brig	\$ \$\$1	(JU)	W IL	nan	1901	
		1991	1991	gi.	<u>ujú</u>	inai	KOJ	jщи
ļ	QM.	.CA	1001	iggij	irgi	iji.ai	(99)	UMA
	2周	æ	[29]	tro)	海州	1161	ugg.	TEIM
]	(All the state of	legy.			(FA	nw	<u> ion</u>	1611
†	C 33	. Orgi	<u> (520</u>	<u>luil</u>	1991	ner	19,81	(A14)
	413	OM	e i	roos	iari	11(2)		(9 14
	<u>.</u>	(DEI	(89)		100	III	40	1214 i
]	C'S	(NIE)	. ISNI	19.54	MAN.	ЙM	ifn	15U
ļ	<u>u 18</u>	Ü	īābi	1381	1711	HULL	[\$5]	MN.
†	ថ្ម	iadi	1811	1211	19M	.ji.ji	<u> </u>	M
<u> </u>	<u> </u>	i <u>ndi</u>	insi	IRF	ijaj	000	. UN	(614)
	ជាធ	(PP)	(ag)	1501	u	Ů	(56)	15111
	C20	11.01	(MR)	in i	ing	0121		11:11
1	mand.	ŒU.	(FF)	INA	iji	Q S	(12)	talu.
		ITAL	en en	40	19171	ui.		611
	CM	431	EMP).	19191	144	11.1	1901	18,113
	'we'r about	[M.N.	. 上班市店	T trail	. 1,54.1	<u> </u>	F.(5) F 1	10000

KM	10 and Bartlett's Test							
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy930								
Bartlett's Test of	Approx. Chi-Square	19334.492						
Sphericity	df	253						
	Sig.	.000						

Communalities

	Initial	Extraction
001	1.000	,435
Q02	1.000	.414
003	1.000	.530
Q04	1.000	.469
0.05	1.000	.343
0.08	1.000	.654
₽07	1.000	.545
Ω08	1.000	.739
008	1.000	.484
Q10	1.000	.335
Q11	1.000	.690
Q12	1.000	.613
013	1.000	.536
Q14	1.000	.488
Q15	1.000	.378
Q16	1.000	.4 8 7
Q17	1.000	.683
018	1.000	.597
Ω19	1.000	.343
020	1.000	.484
Q21	1.000	.550
022	1.000	.464
Q23	1,000	.412

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Trafel Westernan Expressed

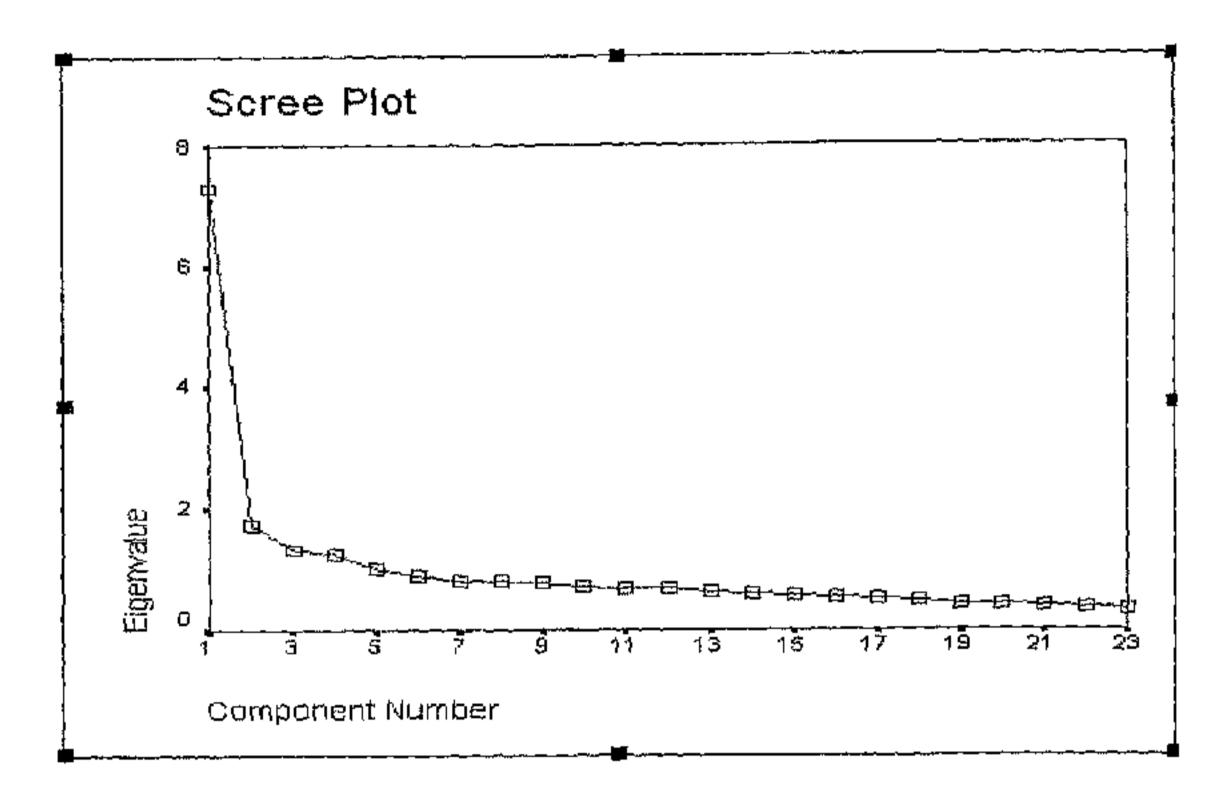
	The all the service services	ESTERNIC PROPERTY COLUMN	in Distanti santan da manan na manan na	Hot lands		ed small and	200		
Currenty Wil	into an analystic section	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	のでは、 のでは、	Te Lee	₩ 68 % #FL#964	LLE SERVER W		** 85 4 19 20 19	I properly spens in "s
1	1 200	39 3000	51 600 0	, 13 77 20	21 829	7.1.74%	9,1730 .	69.2 %	4823年
Z .	. ► # #200.	12 - 207 0	39 , 25	1,779	7.851	na	3.3403	网络斑	海 亞多海
2	F.217	15 July 10	機関	₹. \$ =₹₹	ರಾಜಕ್ಕೆ	44001	2,550	120 €3 5	41.24
卓	1 14.57	- 美雄雄	10年 (16年	الاجتدا	la ji∷an i	ሚመስ የነ ታ	n ganta	機械機	M esánic
<u>.</u>	295	4.256	金数的 配						
.		i i i i i i i i i i i i i i i i i i i	※利:数条 件						
J	370	3.400	#2 .000*						
ļ	700	ii 404	AS 470			i			!
+	14.9	. 10 (Marie)	04 676		Ī	,			
M	FIE	भू द्वा ष ्ठ	क्षी महिला ।						
15	314	2572	14 23 7		9				
FT .	200	2:21:1	77 676		Î				
15	345%	游杨的 科	360 (Ast)		į				
H	20	2.3(2)	22.50		į.	:			
FQ.	343	2 70	(2. TE)						
贈	. Hite	沙運艦.	\$! (\$1)		•				
†	2009	7210	\$\$\$ \$721						
ษ	-200		01. 70 -1	!					
Q	- Epi	n 🕸 🖸	90° 4948)	į į	ģ		!		
gi	#2 PS	h film	(本 211)						
· 05	7793	6 493 5	98 400			ļ	[
₹	304	6.500	20 501			[
23	329	□ 本有	02.000		9	(

Experience produced Lands and Considering the time

جدول رقم (2) العوامل المكونة للأهاة وجذورها الكامنة ونسبة التباين العاملية

_			
نسبة التباين التراكمية	نسبة التباين العاملية	الجذر الكامن	رقم العامل
31.696	31.696	7.290	1
39.256	7.560	1.739	2
44.981	5.725	1.317	3
50.317	5.336	1.227	4
			
98.562	1.583	0.364	22
100.00	1.448	0.333	23

وحسيث تم احسراء التحليل العاملي كأحد إجراءات تحقيق صدق الأداة لذا يتضح من النتائج الواردة في جدول رقم (2) أن الأداة تتكون من ثلاث وعشرون عاملاً تتشبع عليها بنود الأداة بقسيم تفسوق (0.30) حسب محك جيلفورد أما الجذور الكامنة للعوامل فتتراوح بين الأداة بقسيم تفسوق (0.33 عسب محك التباين العاملية بين 31.696 وهذه قيم مقسبولة حسب محك كيزر. وهذه العوامل محتمعة تفسر ما نسبته (50.317) من الظاهرة وهذه النسبة عالية حاصة إذا علمنا أن نسبة (10%) تعتبر نسبة مقبولة.



Component Matrix^a

)	 	Comp	onent	
1	4	2	3	4
ជា។ខ	707]	
1207	.පපෙ)	
©16	.679			
Q13	.673			
012	.පප			
Q21	.පපස	!	{	
Q 14	.පහප			
(C211	.පිරි2			400
Q 17	.843		[
(004	.634		ĺ	
(മദ	629			
Q 15	.593		i	
Q01	.595			
0.05	් ජනර්			
©08	. ଅଟନାପ	.401	[-,417
[C2 10	.437	·	ĺ	•
Q20	. 43 8		-,404	
Q 19	427			
[COS		.827		
0.02		.548		
Q22	,	. 465		
യാര	.562		.571	
0,23	<u> </u>			.507

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. A components extracted.

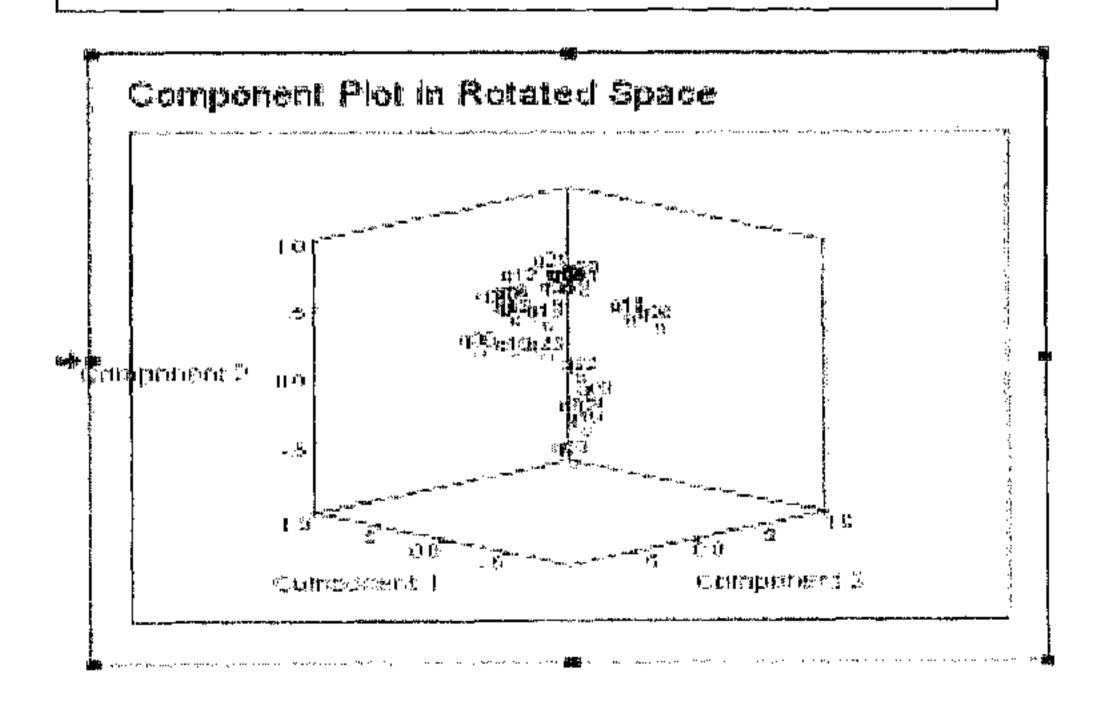
Rotated Component Matrix⁸

]		Сотр	opent	
Ĺ	1	2	3	4
206	.800			
Q18	.684			
Q13	.547			
0.07	.838			
Q14	.579			
Q1Q	.550		i i	
Q15	.4 <i>0</i> 9			
Q20]	.677]]	
Q21		.661	•	
Q03		587	l l	
Q 12	.473	,523		
Q04		.518]	
Q16]	.514]]	
QD1		.495		
Q95	[.429		
വര			.839	İ
Q17	ł l		.747	
Q11			,747	
0.09				.648
022				.645
0.23				.598
Q 02				.543
Q19 .	<u> </u>	<u>_</u>	}	.428

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kalser Normalization.

Component Transformation Matrix											
Component	1	2	3	4							
1	.635	.585	.443	242							
2	.137	167	.488	.846							
3	.758	513	403	.008							
Ì 4	.067	.605	635	.476							

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.



8-11 تمارین 8-11

اذا كان لديك البيانات التالية حد العوامل التي تكولها البيانات.

	admo	*	spuc.	g1	42	Ep	ŋ4	ų5	95	ψŢ	ηE	43	q10	q11	q1 2	q13	ខ្យាង	q15
·	7	1	3	1	1	D	0	1	1	1	1	1	1	1	18	1	1	1
2	2	1	3	1	1	ū	1	1	1	7	1	1	1	1	1	1	1	1
3	3	1	3	1	\$	Q	Ç	1	1	1	1	1	1		*	1	1	1
	4	1	3	1		0	Û	1	Ħ	1	1	ß	*	1	B	1	4	1
5	5	1	1	1	1	O	D	1	1	1	1	1	1	1	O	1	٩	1
5	5	1	1	1	1	O	1	1		1	1	1	†	1	O	1	1	1
7	7	1	1	1	1	O	ם	1	O	1	1	1	Ð	1	0	1	1	1
9	B	1	1	1	D	Q	D	4	Q	1	1	1	0	1	1	1	1	1
9	9	1	1	1	Ū	0	1	1	0	1	1		1	O	1	1	4	1
10	10	1	1	1	1	O		1	()	1	1	1	1	1	1	1	1	1
11	11	2	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
12	12	7	1	1	1	Q	1	1	1	1	1	1	1	1	. 1	1	1	1
13	13	1	1	1	1	O	1	1	Q	1	1		1	*	(6	1	1	1
14	14	2	1	Ü	1	Ū	Ů	O	ŋ	Ď	1	1	O	Ō	Ů,	1	1	1
16	15	7	1		O	1		D	O	1	1	1	ij	1	1	"	1	1
18	16	2	2	1	1	1	0	O	O	4	1	1	1	1	1	1	1	1
17	17	2		†	1	Q	1	1	0	ŋ	1	1	1	*	1	1	1	1
18	18	2	2	0	O	0	1	Ð	1	1	1	1	*	1	0	0	1	Ü
1.8	10	2	2	. 1	1	1	֓֞֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓	1	1	1	1	*	1	Ű	1	. 1		1
20	20	2	2	ٔ ا	1	Ø		1	ß	1	1	1	1	O	O	0	1	1
. 21	21	- 4	2 2	0	Ō	0	0	1	0	1	0	Q	0	D	Ō	0	ū	1
22 23	22	2	2 2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1
23	23	2	2 2	1	Ö	ă	0	O	0	Ō	Ö	1	1	O	1	1	1	1
24 25	24	7	2 2	0	Q	0	1	Đ	1	0	0	1	ū	Ö	1	0	1	0
25	25	2	2 3	1	0	Ō	0	1	Ö	O	1	1	O	0	Ō	1	0	1
26	26	7 2	2 3	1	O	0	1	1	0	1	1	1	1	Ö	1	1	1	1
27	27	2	2 3	1	11	Ü	1	1	0	1	O	1	1	1	0	1	1	1
28	28	2	2 3	1	1	0	1	O	0	1	0	1	1	1	ū	1	1	1
29	29	1 2	2 3	1	1	0	1	<u> </u>	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
30	30	7	2 3	1	a	1	1		1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	<u> </u>					·	·	[·					ļ		!	ŧ	.,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	

الفضيا والتابي عَشِون

الإحصاءات اللامعلمية NONPARAMETRIC STATISTICS

1-12 مـقـدمـة 1-12

2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة)

Nonparametric Methods (Single Sample)

3-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين)

Nonparametric Methods (Two Independent Samples)

4-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين)

Nonparametric Methods (Two Related Samples)

12-5 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر)

Nonparametric Methods (3 or more Independent Samples)

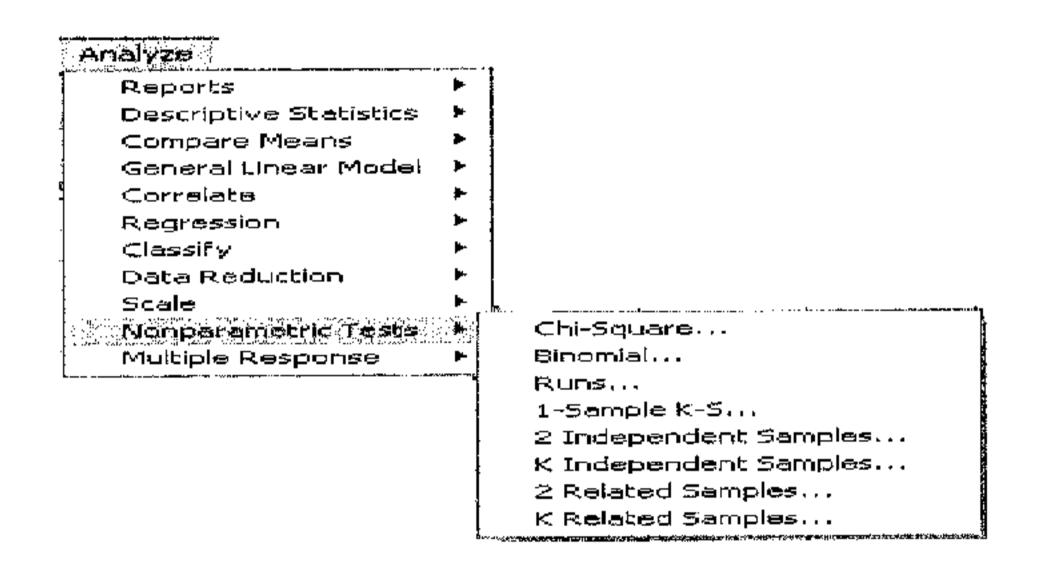
12-6 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر)

Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)

7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

8-12 تـمـاريـــن 8-12

الفَطْيِلُ الثَّانِيُ عَشِينَ الفَصَاءِ الدَّمعِلمية NONPARAMETRIC STATISTICS



1-12 مـقـدمـة Introduction

إذا كانست المتغيرات التابعة مقاسة بمقياس اسمى أو رتبي أو عندما لا نتمكن من الإيفاء بافتراضات الاختبارات المعلمية، فأنه يمكن استخدام الاختبارات اللامعلمية المعلمية Nonparametric tests لأن مثل هذه الاختبارات لا تتطلب أية افتراضات حول الجتمعات الإحصائية مثل التوزيع الطبيعي وتجانس التباين واحتيار العينة من المحتمع عشوائياً.

والاختسبارات اللامعلمية بصورة عامية أكثر قوة من الاختبارات المعلمية، إذ أن الإحسصاءات المعلمسية تمسيل أكثر من الإحصاءات اللامعلمية لرفض الفرضية الصفرية، وان الاختبارات اللامعلمية أسهل في طريقة إجراؤها.

الاختسبارات اللامعلمسية هسي أسساليب متحررة من التوزيع Distribution Free Methods وأساليب متحررة من الافتراضات Methods وأساليب متحررة من الافتراضات

الإحماءات اللامعلمية قائمة على افتراضات ضعيفة، بينما الإحصاءات المعلمية قائمة على افتراضات قوية وأساسية، فإذا تحققت الافتراضات فإن الإحصاءات المعلمية أكثر فاعلية من الإحصاءات اللامعلمية، وإذا لم تتحقق الافتراضات فإن الإحصاءات اللامعلمية أكثر فاعلية من الإحصاءات المعلمية.

الاسلوب اللامعلمي باختصار هو اسلوب احصائي يمتلك خصائص معينة مرغوبة تحت افتراضات ضعيفة نسبياً تخص المحتمعات المعنية التي منها تم الحصول على البيانات.

* متى نستخدم الاحصاءات اللامعلمية

- 1. الفرضية المراد اختبارها لا تتعلق بمعالم المحتمع.
- 2. البيانات المتوفرة مقاسة وفق تدريج أضعف من متطلب الاساليب المعلمية.
- الافتراضات الحاصة بالاستخدام الملائم للاساليب المعلمية غير متحقق (انتهاك واضح لافتراضات الاساليب المعلمية).
 - 4. الحصول على نتائج بسرعة وسهولة وتكلفة أقل.

2-12 الطرق اللامعلمية (عينة واحدة) Nonparametric Methods (Single Sample)

Sign test . 1

2. اختبار ويلككسون للرتب ذات الإشارة Wilcoxon signed ranks test

Cox-Stuart test for trend للاتجاه 4. المحتبار كوكس ستيوارت للاتجاه

5. اختبار ذات الحدين

6. اختبار كولمقروف سميرنوف محميرنوف محالا Kolmogrov-Smirnov Test

Analyze Nonparametric Tests 1

Chi-Square....

Binomial...

Runs...

- 1-Sample K-5...
- 2 Independent Samples...
- K Independent Samples...
- 2 Related Samples...
- K Related Samples...

Sign test (One sample) (عينة واحدة) اختبار الاشارة (عينة واحدة) 1-2-12

* الافتراضات Assumptions

- 1. العينة مختاره عشوائياً من محتمع وسيطه غير معلوم.
- 2. المتغير المقصود مقاس على مقياس رتبي على الأقل.
- $B(n, \frac{1}{2})$. توزيع الاختبار الاحصائي هو توزيع ذات الحدين 3

* الفرضية المطلوب اختبارها Hypothesis

 $H_0: \theta = \theta_0$ الفرضية الصفرية: الوسيط = مقدار ثابت $H_1: \theta \neq \theta_0$ الفرضية البديلة: الوسيط \neq مقدار ثابت $\theta \neq \theta_0$

* الاختبار الاحصائي Test Statistic

الاختبار الاحصائي هو العدد الأقل للإشارات الموجبة أو السالبة T= r(smallest no of + or - signs)

* اتخاذ القرار Decision Rule

نرفض الفرضية الصفرية اذا كانت القيمة المحسوبة $P(T \le r)$ أقل من القيمة الحرجة $\alpha/2$ نقبل الفرضية الصفرية اذا كانت القيمة المحسوبة $P(T \le r)$ أكبر من القيمة الحرجة $\alpha/2$ مثال 1-1: اختيرت عينة عشوائية تتكون من 20 كتاباً وكانت اعداد الصفحات لهذه

الكتب كما يلي:

153, 166, 181, 192, 244, 248, 258, 264, 266, 305, 305, 312, 330, 340, 356, 361, 395, 427, 433, 467

استخدم هذه البيانات في اختبار الفرضية الصفرية، عند مستوى دلالة (0.05).

 $H_0: \theta = 250$

 $H_1: \theta \neq 250$

3-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مستقلتين) Nonparametric Methods (Two Independent Samples)

- 1. اختبار توكي السريع Tukey's Quick Test (TQT)
 - 2. اختبار الوسيط Median Test
 - 3. احتبار مان وتني Mann-Whitney Test
- Test for equality of اختسبار انصاري-برادلي Test for equality of اختسبار انصاري-برادلي variance (Ansari-Bradley Test)
- Test for equality of variance اختيار موسس التباينات اختيار موسس Moses Test)
- Test for equality of الحتبار مربعات الرتب Test for equality of .6. الحتبار مربعات الرتب variance (The Sequare Rank Test)
- 7. الحتبار التوزيعات المتماثلة اختبار سميرنوف Test fir identical distribution (Smirnov Test)

* اختبارات تساوي الوسيطات لعينتين مستقلتين:

$H_0: M_1 = M_2$	أ. اختبار توكي السريع Tukey's Quick Test (TQT)	1
110.11 112		_

$$H_0$$
: $M_1 = M_2$ Median Test اختبار الوسسيط 2.

$$H_0$$
: $M_1 = M_2$ Mann-Whitney Test اختبار مسان و تنى 3.

* اختبارات تساوي التباينات لعينتين مستقلتين

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 اختبار تساوي التباينات $\sigma^2_1 = \sigma^2_1$ اختبار انصاري $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 اختبار موسس – اختبار موسس – اختبار موسس – اختبار موسس

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
 | Ho: $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$

* احتبارات التماثل لعينتين مستقلتين

التماثل: التساوي في مقاييس النزعة المركزية، التشتت، التماثل في الشكل، واخلال أي منهم يجعل التوزيعات غير متماثلة.

$$F_1(x) = F_2(x)$$
 اختبار التوزيعات المتماثنة $-$ اختبار سميرنوف $-$ 1.

اختبارات تساوي الوسيطات لعينتين مستقلتين- اختبار مان-وتني Mann-Whitney

يسستخدم لاغسراض مقارنة وسيطين لمحتمعين بالاعتماد على مشاهدات مستقلة تختار عشوائياً من المحتمعين.

يسستخدم للمقارنسة بين عينتين مستقلتين عندما تكون البيانات عددية بطبيعتها، وهو البديل اللامعلمي لاختبار T المعلمي للبيانات المستقلة.

والفرضية الصفرية له: لا يوجد اختلاف جوهري في علامات الأفراد في المجتمعات التي سحبت منها العينتان.

* افتراضات الاختبار

- تستكون البيانات من عينة من المشاهدات العشوائية X₁,X₂,...,X_{n1} من المجتمع الأول الذي وسيطه M1 غير معروف، ومن عينة اخرى من المشاهدات y₁,y₂,...,y_{n2} من المختمع الثاني الذي وسيطه M2 غير معروف.
 - 2. المتغيرات متصلة x, y.
 - 3. مقاس على سلم رتبي على الأقل.

* الفرضية Hypothesis

H0: M1 = M2 وسيط المحتمع الأول = وسيط المحتمع الثاني $H0: M1 \neq M2$ وسيط المحتمع الأول \neq وسيط المحتمع الثاني $H0: M1 \neq M2$

* لاختبار الفرضية التي تتعلق بتساوي وسيطين نقوم بالاتي:

- 1. نشكل العينة الكلية من العينتين.
- نرتب المشاهدات في العينة الكلية من الأقل الى الأكبر ونعطيها الرتب التي تبدأ من 1
 إلى n1+n2 لأكبر قيمة.
- نجمے الرتب الحاصة بمشاهدات العینة المأخوذة من المجتمع الأول ویرمز للمجموع بالرمو S.
 - 4. نحسب الاختبار الاحصائي T كما يلي:

$$T = S - \underline{n_1}(\underline{n_1+1})$$

* القوار:

$$W_1-(\alpha/2)$$
 اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T اكبر من القيمة الحرجة W ($\alpha/2$) اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T أقل من القيمة الحرجة W ($\alpha/2$) من الحدول W من الحدول W ($\alpha/2$) عند القيمة الحرجة ($\omega/2$) من الجدول W ($\omega/2$) W ($\omega/2$) وتكون

* ملاحظـــة: اذا كانـــت أي منهما أو كليهما أكبر من 20 نستخدم التقريب للتوزيع الطبيعي.

$$Z = \frac{T - (n1n2/2)}{\sqrt{n1n2(n1+n2+1)/12}}.$$

مثال12-2: في دراسة حول تقييم الصدق التمييزي لاختبار ما، تم تقسيم مجموعة من الأفراد الى مجموعتين متمايزتين في السمة التي يقيسها الاحتبار، حيث يمتلك أفراد المجموعة الأولى والسبالغ عددهم 17 فرداً السمة بدرجة عالية، بينما يمتلك أفراد المجموعة الثانية والبالغ عددهم 10 افسراد السمة بدرجة منخفضة، إذا طبق الاحتبار على افراد المجموعتين وكانت العلامات لأفراد المجموعتين كما في الجدول التالي:

هل يمتلك الاختبار قدرة تمييزية عند مستوى دلالة ($\alpha=0.05$).

* الحل:

	MARK_G1	MARK-92	Sprt-G1	Sort-G2	Rank-Q1	Rank-G2
	11.90	8.60	11.90	6.80	27.00	15.00
	11.70	580	11.70	5.60	26,00	13.00
	9.50	5.4.0	9,50	5.40	25.00	12.00
	9.40	5.10	9.40	510	24.00	17.55
	8.70	500	8.70	5.00	23,00	9.50
	8.20	4.90	8.20	4.30	22,00	8.00
	- 7.70 -	390	7.70	3.90	21.00	5.00
	7.40	330	7.40	3.50	19.50	4.50
	7.40	240	7.40	2.40	19.50	3.00
	7.10	1,70	7.10	1.70	18.00	1.00
	6,90	7 17 -	8.90		17.00	
	6.80		8.80		16.00	<u> </u>
				6.60		ļ -
	6.30		6.30		14.00	<u> </u>
				5.80		
·				5.40		
				5.10		
				5.00		
	5.00		5.00		9.5	<u> </u>
				4.30		
	4.20		4.20		7	
	4.10		4.10	:	6	
	2 2 2	· ·		2,4	··	
	2.20		2,20	T	2	
				4.7		<u> </u>
count	77	10		<u>" </u>	<u> </u>	
Sutn		- · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		<u> </u>	296.50	01 SO

مجموع الرتب للعينة الأولى S1

S1 = 27 + 26 + 25 + 24 + 23 + 22 + 21 + 19.5 + 18 + 17 + 16 + 14 + 9.5 + 7 + 6 + 2 = 296.5

 $T = S - n_1(n_1+1) = 296.5 - (18*17)/2 = 296.5-153 = 143.5$

 $46 = W \, (\alpha/2)$ أن A.7 من جدول n1=10 , n2=17 , P=0.025

 $W_1 - (\alpha/2) = n1n2 - W(\alpha/2) - 18*17 - 46 = 260$

* القرار:

 $W_1-(lpha/2)$ اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T اكبر من القيمة الحرجة $W_1-(lpha/2)$ اذا كان قيمة الاختبار الاحصائي T أقل من القيمة الحرجة $W_1-(lpha/2)$

اذا نرفض الفرضية الصفرية HO، وهذا يعنيٰ أن هناك قدوة تمييزية للاختبار.

محموع الرتب للعينة الثانية S2

S2=12+13+15+11+9.5+8+5+4+3+1=81.5

 $T = S - n_2(n_2+1) = 81.5 - (10*11)/2 = 26.5$

 $46=W\left(\alpha/2\right)$ غد أن A.7 من حدول n1=10 , n2=17 , P=0.025 $W_1-(\alpha/2)=n1$ n2 - W $(\alpha/2)=10^*17-46=124$

القـــرار: بمـــا أن قيمة الاحصائي T=26.5 وهي خارج حدود الفترة (124 - 46) اذا نرفض الفرضية الصفرية H0

التقريب:

Z = T - (n1n2/2) = $\frac{26.5 - 85}{\sqrt{n1n2}(n1+n2+1)/12}$ = $\frac{26.5 - 85}{\sqrt{n1n2}(n1+n2+1)/12}$ = $\frac{-58.5}{\sqrt{10*17}(10+17+1)/12}$ = $\frac{-58.5}{19.916}$ = $\frac{-58.5}{\sqrt{10*17}(10+17+1)/12}$
الصفرية

4-12 الطرق اللامعلمية (عينتين مرتبطتين) Nonparametric Methods (Two Related Samples)

- 1. اختبار الاشارة لعينتين مرتبطتين Sign Test
- 2. احتبار ويلككسون لاشارة رتب الفروق المطلقةWilcoxon signed ranks test
 - 3. اختبار مكنمار لعينتين مرتبطتين Mc Nemar's test
 - Chi-square test of independence للاستقلالية χ^2 للاستقلالية 4.
 - Chi-square test of homogeniety للتجانس χ^2 للتجانس 5.

* اختبارات الوسيطات لعينتين مترابطتين:

 $H_0: M_1 = M_2$ 1. اختبار الاشــارة لعينتين مرتبطتين 1

 $H_0: M_1 = M_2$ اختبار ويلككسون لاشارة رتب الفروق المطلقة $M_1 = M_2$

* اختبارات النسب لعينتين مترابطتين:

Ho: $P_1 = P_2$ 13. اختبار مكنمار لعينتين مرتبطتين 3

* اختبارات الاستقلال لعينتين مترابطتين:

 χ^2 للاستقلالية χ^2 للاستقلالية

* اختبارات التجانس لعينتين مترابطتين:

ر اختبار مربع كاي χ^2 للتجانس 5.

* اختبارات الوسيطات لعينتين متر ابطتين:

* اختبار ويلككسون لإشارة رتب الفروق المطلقة Wilcoxon signed ranks test

تستخدم في التصاميم التحريبية ذات الاختبارين القبلي والبعدي، وهو البديل اللامعلمي لاختبار T للبسيانات المترابطة، ومن أهم ميزات هذا الاختبار انه يختبر اتجاه الفرق بين أزواج المستاهدات وحجسم هذا الفرق النسبي أيضاً، ويجب أن تكون المشاهدات رقمية، ولا يمكن استخدامه إذا كانت تصنيفية اسمية.

إذا كانست الفسروق تفضل إحدى المجموعتين تكون هذه المجموعة هي الأفضل بدلالة إحصائية.

* الافتراضات

- 1. البيانات تتلخص بمجموعة من الازواج العشوائية.
- 2. يمثل الفرق بين العنصر الأول والثاني في الازواج المرتبة متغيراً متصلاً.
 - 3. توزيع الفروق متماثل حول الوسيط للفرق.
 - 4. الفروق مستقلة من خلال الاختيار العشوائي للأفراد.
 - 5. الفروق مقاسة على الأقل في المستوى الفتوي.

* الفرضية

 $H_0: M_D = 0$, $M_1 = M_2$ $H_1: M_D \neq 0$, $M_1 \neq M_2$

* لأختبار الفرضية نعمل الآبي:

- 1. احصل على الفروق Xi Yi
- 2. اعطي رتباً للفروق المطلقة R
- 3. اعطي الرتب اشارات الفروق التي انتجتها
- T- احسب مجموع الرتب ذات الاشارة الموجبة T ومجموع الرتب السالبة T

* القرار

ارفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي T ≥ القيمة الحرجة C التي الرفض الفرضية الفرضية الاحتبار الاحصائي Γ (α/2) ≥(T=K|n)≤ (α/2) عليها من جدول A.3 ، أو ارفض الفرضية الصفرية اذا كان (α/2) ≥(σ/2) وفيما عدا ذلك نقبل الفرضية الصفرية.

* ملاحظة

عندما يكون من غير الممكن استخدام حدول A.3 بسبب أن n > 30 نستخدم القيمة التقريبية من التوزيع الطبيعي المعياري للاختبار والتي تحسب من المعادلة التالية:

$$Z = \frac{T - \underline{n(n+1)}}{4}$$

$$\sqrt{\frac{\underline{n(n+1)(2*n+1)}}{24}}$$

n: عدد الازواج.

ويتم مقارنة القيمة الناتجة مع القيمة الحرجة 1.96

* مثال2-12:

درس العالمان لاتاني وكابل أثر اجتماع (التقاء) مجموعة من الفئران على معدل دقات القلمان للاتاني وكابل أثر اجتماع (التقاء) مجموعة من الفئران على معدل وعندما القلمان كل منها لوحده وعندما كان كل منها لوحده وعندما كان مع فار آخر. ويبين الجدول التالي تلك المعدلات:

R	R_R	Di	Di	Rank Di	رتب مع الاشارة
402.00	437.00	-35.00	35	7	-7
409.00	470.00	-61.00	61	9	9
415.00	408.00	7.00	7	2	2
418.00	448.00	-30.00	30	5	- 5
426.00	454.00	-28.00	28	4	-4
450.00	476.00	-26.00	26	3	-3
456.00	535.00	-79.00	79	10	-10
462.00	461.00	1.00	1	1	1.
462.00	494.00	-32.00	32	6	-6
463.00	523.00	-60.00	60	8	-8

 $H_0\colon M_D=0$, $M_1=M_2$ । الفرضية الصفرية : لا يوجد أثر لوضع الفئران مع بعضها على دقات القلب $H_1\colon M_D\neq 0$, $M_1\neq M_2$

الفرضية البديلة: يوحد أثر لوضع الفئران مع بعضها على دقات القلب

* الاختبار الاحصائي

$$T = K = smaller (T+ or T-) = \Sigma r+ = 1+2 = 3$$

 $P(T=3 \mid n=10) = 0.0049$

* القرار

ارفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي T ﴿ القيمة الحرحة C التي يمكن الحصول عليها من جدول A.3

 $P(T=K|n) \le (\alpha/2)$ أو ارفض الفرضية المصفرية اذا كان

بمـــا أن 0.0049 = (n=10 | P(T=3 | n=10) أقل من 0.025 = (α/2) لذلك نرفض الفرضية الصفرية، ونستنتج أن هناك أثر لوضع الفئران معاً على دقات قلبها.

5-12 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مستقلة أو أكثر) Nonparametric Methods(3 or more Independent Samples)

- 1. اختبار كروسكال والس Kruskall-Wallis test
- 2. اختبار العلامات الطبيعية البديلة A normal scores alternative test
- 3. اختسبار جونكير في حالة الفرض البديل المرتب Jonckheere test for ordered 3. alternative
 - 4. اختبار تجانس التباين Test for equality of variance
 - $H_0: M_1 = M_2 = M_3$

1. اختبار كروسكال والــــــس

 $H_0: M_1 = M_2 = M_3$

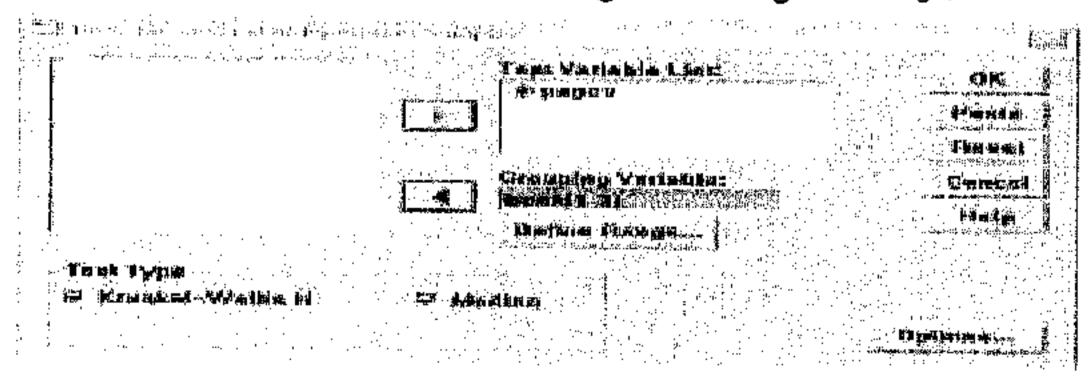
2. اختبار العلامات الطبيعية البديلة

 $H_0: M_1 = M_2 = M_3$

3. اختبار جونكير في حالة الفرض البديل المرتب

 $H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \sigma^2_3$

4. احتبار تجانـــس التبـــايــن



* اختبار کروسکال والس Kruskall-Wallis Test

هـــذا الاختــبار يناظر تحليل التباين الأحادي One-Way ANOVA في الاحصاءات المعلمية، وهو تحليل تباين احادي للرتب، وهو امتداد مباشر لأختبار ويلككسون واختبار مان-وتني.

وهو مصمم لاختبار الفرضية الصفرية التي تنص على عدة عينات مستقلة قد سحبت من نفسس المحتمع، لذا فهو مصمم لاختبار دلالة الفرق بين ثلاث مجموعات مستقلة أو أكثر عندما تكون البيانات على المتغير التابع رتبية أو يمكن ترتيبها.

Sample1 Sample2 Sample I Sample k

 $egin{array}{cccc} X_{11} & & & X_{12} \ X_{21} & & & X_{22} \ \end{array}$

. X_{n11} X_{n22} : n₁: حجم العينة الأولى.

n2: حجم العينة الثانية.

nk: حجم العينة k

S1: مجموع رتب العينة الأولى.

 S_2 : محموع رتب العينة الثانية. S_k : محموع رتب العينة S_k

* الفرضية الصفرية:

 H_0 : $M_1 = M_2 = M_3$ H_1 : $M_1 \neq M_2 \neq M_3$

* الطريقة:

- 1. لدينا n من القيم نرتبها من أقل قيمة الأكبر قيمة (العينة الكلية).
- نعطیها رتب من اقل قیمة رتبة 1 واعلی قیمة الرتبة n ، وتعطی القیم المتساویة نفس الرتبة.
 - 3. تعطى الرتب لمواقع المشاهدات في عيناها.
 - 4. نجمع الرتب الخاصة بكل عينة Si وهي مجموع الرتب للعينة i

$$S_t^2 = \Sigma S_{\underline{i}}^2 = S_{\underline{1}}^2 + S_{\underline{2}}^2 + \dots + S_{\underline{k}}^2$$
 3. n_i n_1 n_2 n_k

6. في حالة عدم وجود ties

$$S_r^2 = \sum r_{ij}^2 = 1^2 + 2^2 + 3^2 + ... + n^2 = \underline{n(n+1)(2n+1)}$$

* الاختبار الاحصائي

بوجود عدد قيم متعادلة (رتب متساوية) وهي وجود ties

$$T = \frac{(n-1)(S^2_{t-c})}{S^2_{r} - c}$$

Where $c = 0.25 * n (n+1)^2$

عدم وجود عدد قیم متعادلة (رتب متساویة) وهي وجود T = 12 $S^2t - 3 (n+1)$ n (n+1)

* القرار: اذا كان عدد العينات 3 والحجوم فيها 5 أو أقل نستخدم جدول A.12 المحسوبة < الحرجة نفشل في ان نرفض الفرضية الصفرية.

المحسوبة > الحرجة نرفض الفرضية الصفرية.

* ملاحظة: في الحالة التي لا نستطيع فيها استخدام الجدول A.12 حيث (عدد العينات أكثر من 3 أو حجم العينات في أي منها أكثر من 5) نتوقع أ تتوزع قيم الاختبار T حسب توزيع χ بدرجات حرية تساوي χ حيث χ عدد العينات). لذلك بمكن استخدام حدول χ في هذه الحالة لمعرفة القيم الحرجة.

مثال 4-12:

تم حسصر عدد الصفحات في ثلاثة مجموعات عشوائية من الكتب (احصاء، رياضيات، حاسوب) واعتماداً على اعداد الصفحات المسحلة نرغب باختيار الفرضية الصفرية التي تنص على أن العينات الثلاث من نفس التوزيع، مقابل الفرضية البديلة التي تنص على أن هناك على الأقل عينة واحدة جاءت من توزيع له وسيط مختلف عن الوسيطات في التوزيعات الأخرى عند مستوى الدلالة الاحصائية 0.05 = α نفذ هذا الاحتبار اذا كانت عدد الصفحات كما يلي:

	Stat	Math	Comp	Stat_R	Math_R	Comp_R
	126	93	29	10	6	1
	142	98	39	11	7	2
	156	216	60	12	15	3
	228	249	78	17	20	4
	245	301	82	18	25	5
	246	319	112	19	26	8
	370	731	125	28	34	9
	419	910	170	29	36	13
	433		192	30		14
	454		224	31	-	16
	478		263	32		21
	503		275	33		22
			276			23
			286			24
		!	369			27
			756			35
محموع الرتب				270	169	227
محموع الرتب حجم العينة				12	8	16

* القرار

بمسا أن الحجوم لبعض العينات تزيد عن 5 فإن توزيع الاحتبار الاحصائي T يقترب من توزيع $\chi 2$ بدرجات حرية (1-3-2) لذلك نفشل في رفض الفرضية الصفرية لأن المحسوبة $\chi 2$ بدرجات حرية $\chi 2$ 2,0.95 = 5.991 ونسستنتج أن مجموعات الكتب الثلاثة من نفس

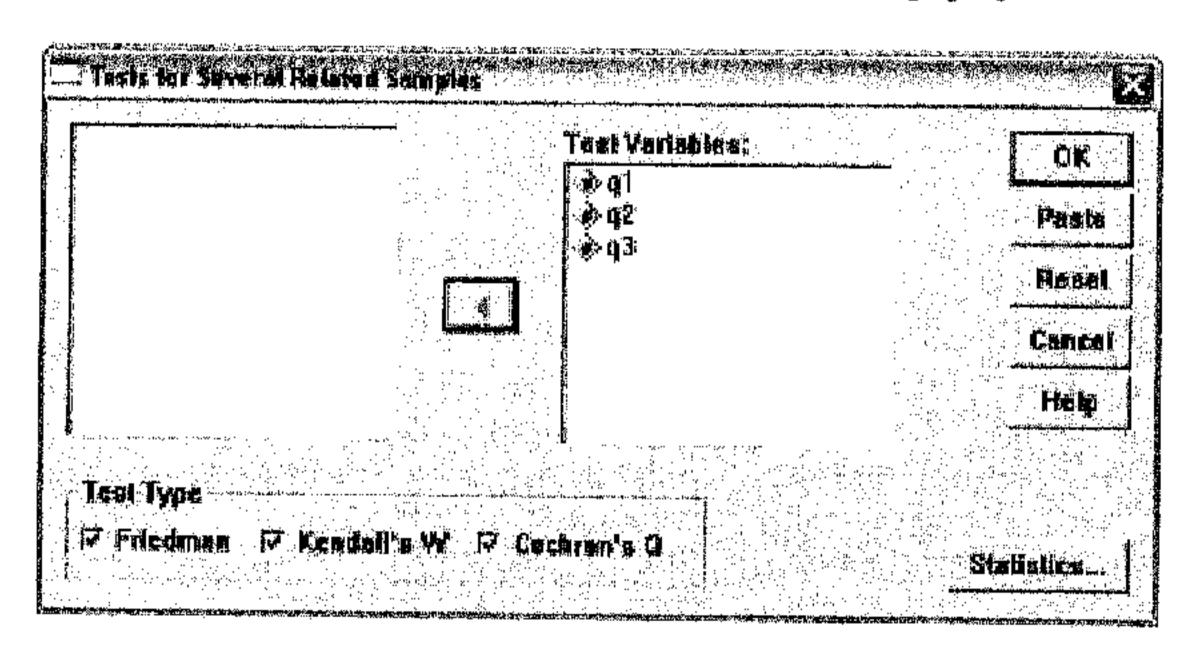
الـــتوزيع مــن حيث عدد صفحات الكتاب، أي لها نفس الوسيطات ولها نفس التشتت ونفس الشكل.

12-6 الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر) Nonparametric Methods (3 or more Related Samples)

 H_0 : M_1 = M_2 = M_3 Friedman test المحتبار فريدمان .1

 H_0 : $M_1 = M_2 = M_3$

2. اختبار کو کران Cochran's test



* اختبار کو کران Cochran's test

يـــستخدم هــــذا الاختبار في حالة البيانات الثنائية (متغير ثنائي) مثل النجاح والفشل، الحسدوث وعدم الحدوث، الربح والحسارة، الذكور والاناث، الحياة والموت، والبيانات المرتبطة يمكن صياغتها كمصفوفة.

الأفراد	A 1	A2		Ak	
S1	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	.l			Β1=ΣΧίϳ
S2				-	B2
•					•
Sn			_		
					N=ΣXij

$$Tj = \Sigma Xij$$

 $Bi = \Sigma Xij$

لاختبار الفرضية الصفرية

H0:

جميع المعالجات متكافئة في فعاليتها

هناك على الأقل معالجة تختلف في فعاليتها عن بقية المعالجات H1:

نستخدم اختبار كوكران والذي يعطى بالعلاقة التالية:

Q =
$$\frac{k (k-1) \sum Tj^2 - (k-1) N^2}{KN - \sum Bi^2}$$
 ~ χ^2_{k-1}

القرار:

المحسوبة < الحرجة نفشل في أن نرفض الفرضية الصفرية.

المحسوبة > الحرجة نرفض الفرضية الصفرية.

مثال 12-5:

اذا كانت علامات 5 أشخاص في ثلاثة اسئلة موضوعية كما يلي:

الأفراد	Q1	Q2	QЗ	Total
S1	1	1	0	2
<u>\$2</u>	1	0	1	2
S3	Ü	0	1	1
S4	0	11	1	2
S 5	1	O	1	2
	3	. 2	4	9

هـــل تـــدل هذه النتائج على اختلاف صعوبة الفقرات عند مستوى الدلالة الاحصائية lpha=0.05

H0:

الفرضية البديلة: هناك على الأقل فقرة تختلف في صعوبتها عن بقية الفقرات :H1

$$Q = \underline{k (k-1) \Sigma Tj^2 - (k-1) N^2} \sim KN - \Sigma Bi^2$$

$$Q = 3(3-1)[32+22+42] - 2*9^{2} = 174 - 162 = 1.2$$
$$3*9 - [2^{2}+2^{2}+1^{2}+2^{2}+2^{2}] = 27 - 17$$

$$\chi^2_{2,0.05} = 5.991$$
 القيمة الحرجة

القرار:

بمسا ان القيمة المحسوبة (1.2) < أقل من القيمة الحرجة ($\chi^2_{2,0.05} = 5.991$) نفشل في رفض الفرضية الصفرية، يعني الفقرات الثلاثة متساوية في درجة صعوبتها.

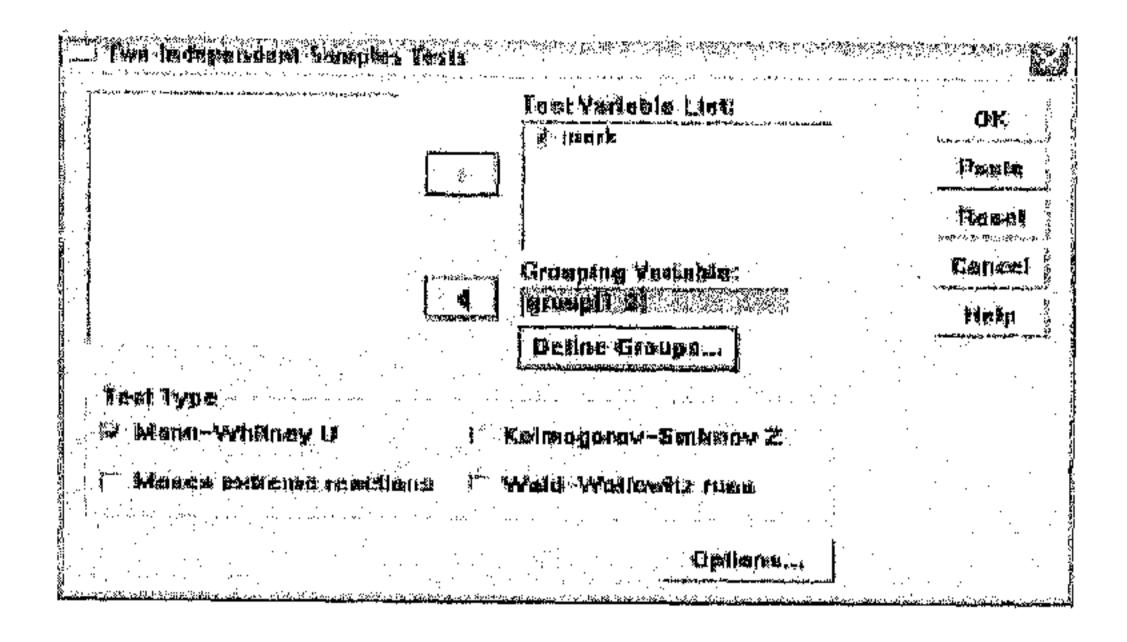
7-12 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

مثال 2-12: نستخدم اختبار مان-وتني – عينتين مستقلتين.

* ادخال البيانات

group	mark
1	7.40
1	7.40
1	7.10
1	6.90
1	6.80
1	6.30
j	5.00
1	4.20
1	4.10
i	2.20
2	ნ.60
2	5.80
2	5.40
2	5.10
2	5.00
2	4.30
2	3.90
2	3.30
2	2.40
2	1.70

Analyze - Nonparametric Test - 2 Independent Samples...



ضسع المستغير mark في نافسة :Test Variable List في نافذة Group في نافذة Group في نافذة ضسع المستغير Group في نافذة المستغير المستغير على المستغير ا

مسن Test Type أنقسر مسربع الاحتبار Mann-Whitney U، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

Mann-Whitney Test

Ranks

	GROUP	N_	Mean Rank	Sum of Ranks
MARK	1.00	17	17.44	296.50
	2.00	10	8,15	81 .50
	Total	27		

Test Statistics^b

	MARK
Mann-Whitney U	26.500
Wilcoxon W	8 1.500
Z	-2.938
Asymp. Sig. (2-tailed)	.003
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.002ª

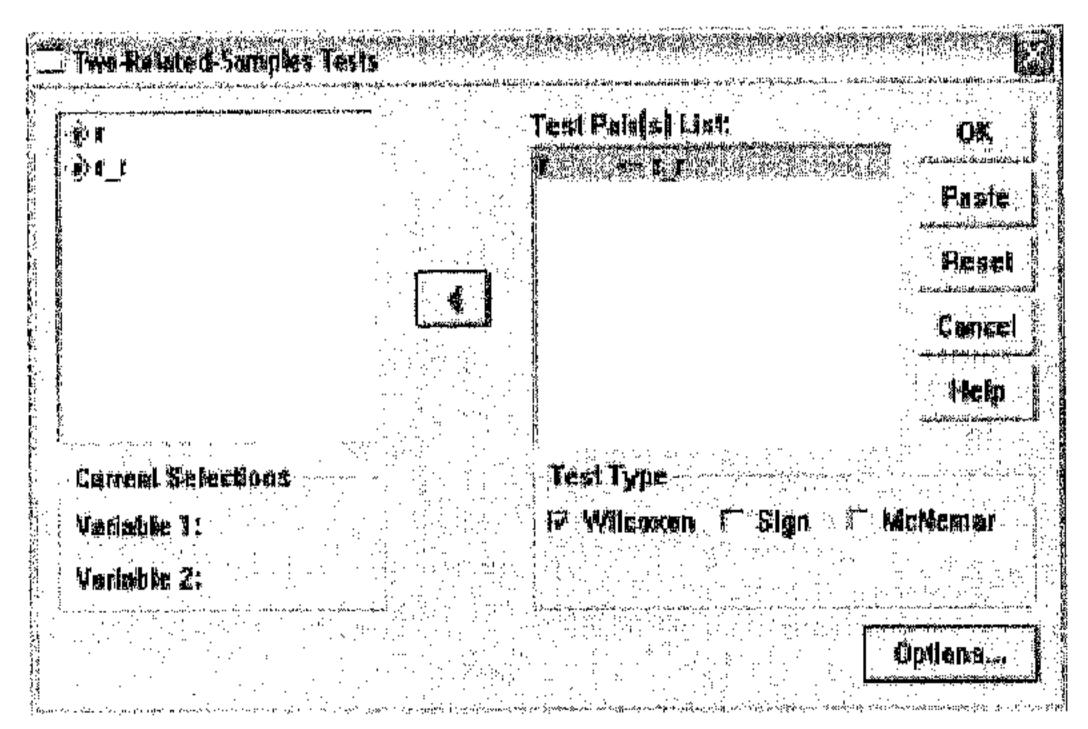
a. Not corrected for ties.

مثال 3-12: نستخدم اختبار ويلككسون - عينتين مترابطتين.

* ادخال البيانات

_1\	·
402	437
409	470
415	408
418	448
426	454
450	476
456	535
462	461
462	494
463	523
3 -1	•

Analyze - Nonparametric Test - 2 Related Samples...



ضع المتغيران r, r_r في نافذة :Test Pair(s) List

من Test Type أنقر مربع الاختبار Wilcoxon، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

NPar Tests

Wilcoxon Signed Ranks Test

Ranks

	<u> 1900 - Sanda San</u>	M	Maan Rank	gun of fluris
A_H · A	hogaliya Harks	2*	1,60	00 E
į	Positive Ranks	##	6. 9 0	52.00
	Ti≄s	€D¢		
<u>; </u>	Total	10		

a F_F≪R

b R_∞R⇒R

α. R:= R_R

Test Statistics

<u> </u>	A_A A
	-2 4874
Asymp Sig (2-falled)	.013

a Based on negotive ranks.

b Williamon Bigned Renks Test

مثال 12-4: نستخدم اختبار كروسكال والس - ثلاث عينات مستقلة أو أكثر

* ادخال البيانات

	book	pages
1	1.00	126.00
2	1.00	142.00
3	1.00	156,00
4	1.00	228.00
5	1,00	245.00
6	1,00	246.00
7	1.00	370.00
8	1.00	419.00
9	1.00	433.00
10	1.00	454,00
11:	1,00	478.00
12	1.00	503.00
13	2,00	93.00
14	2.00	98.00
15	2.00	216.00
16	2.00	249.00
17	2.00	301,00
18	2.00	319.00
19	2.00	731,00
20	2.00	910.00

21	3.00	29.00
22	3.00	39.00
23	3.00	60.00
24	3.00	78.00
25	3.00	82.00
26	3.00	112.00
27	3,00	125.00
28	3.00	170.00
29	3,00	192.00
30	3.00	224.00
31	3.00	263.00
32	3.00	275.00
33	3.80	276.00
34	3.00	286,00
35	3,00	369,00
36	3,00	756.00

Analyze - Nonparametric Test - K Independent Samples...

a opu ne objete sa platin a pr esentalika una su mes	iyo Saasmadh dha Udbest Mik	Tenkvarjable t	- Fight	OK
		🤹 balle ខ		Fig. 8 bit
) \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	in (man) restation per bili dances
				Parant
		Carceuping Varie	abit mi	Capel
		ibinisk [1 3]		en en en en en en en en en en en en en e
	4 <u>2211444 H 414</u>	Parititus Abstrata		Medi-
		\$ 100 to		
Test Type				
Wenneral-Wall		ad tom		
				an in an

ضمع المستغير pages في نافسذة :Test Variable List والمستغير book في نافسذة Grouping Variable:

من Test Type أنقسر مربع الاختبار Kruskal-Wallis H، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

NPar Tests

Kruskallis Test

Film on Maria

	BOOK	7	Mean Rank
PAGES	stat	122	22.50
	math	æ	21.13
	comp	1 🖰	1 4 .19
<u> </u>	Total	38	

Test Statistics b

	PAGES
Chi-Square	4.907
ा	2
Asymp. Sig.	.086

a. Kruskal Wallis Test

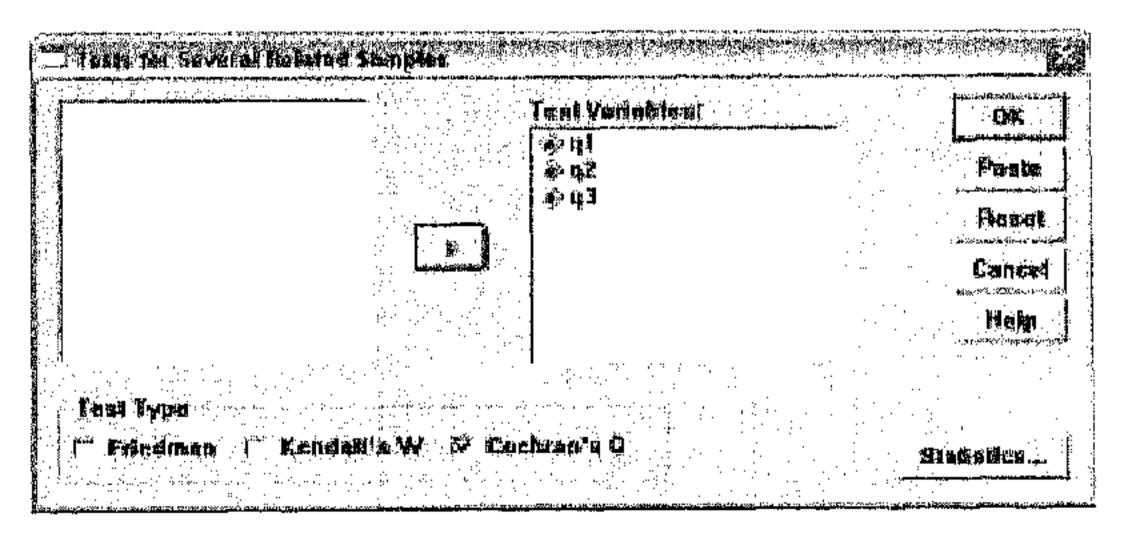
b. Grouping Variable: БООК

 $\chi^2_{2,0.95} = 5.991$ القرار: بما أن القيمة المحسوبة 4.907 = 4.907 أقل من القيمة الحرجة 5.991 من نفس التوزيع من نفس التوزيع من الفرضية الصفرية، ونستنتج أن مجموعات الكتب الثلاث من نفس التوزيع من حيث عدد صفحات الكتاب، أي أن لها نفس الوسيطات ولها نفس التشتت ونفس الشكل.

مثال 12-5: نستخدم الطرق اللامعلمية (ثلاثة عينات مرتبطة أو أكثر)*اختبار كوكران * ادخال البيانات

qi	q2	q3
1	1	Ö
1	0	1
0	0	1
0	1	1
1	0	1

Analyze - Nonparametric Test - K Related Samples...



ضع المتغيران q1, q2, q3 في نافذة :Test Variables

منTest Type أنقر مربع الاختبار Cochran's Q، ثم انقر زر Ok تظهر الشاشة أدناه:

→ NPar Tests

Cochran Test

Frequencies

	Value		
	0	1	
Q1	2	3	
Q2	3	2	
Q3	1	4	

Test Statistics

N	5
Cochran's Q	1.200ª
df	2
Asymp, Sig.	.549

a. 1 is treated as a success.

8-12 تماریسن 8-12

س1: التالية علاميات 15 طالب في مساق مهارات الحاسوب قبل وبعد تلقيهم لدوره في الحاسوب، هل للدورة التدريبية أثر في تحسن هؤلاء الطلاب؟

* استخدم اختبار ويلككسون للأزواج المترابطة.

········	<u> </u>		·	<u> </u>	`
رقم	العلامة قبل	العلامة بعد	الفر ق≕بعدي~	الرتب	الرتب ذات الاشارة
الطالب	الدورة	الدورة	قبلي	ئلفرق	الأقل تكراراً
1	65	70			
2	40	45			
3	60	55			
4	65	82			
5	80	60			
6	25	50	- 1-1	_	
7	40	63			
8	30	50			
9	85	83			
10	75	72			
11	45	55			
12	70	70	, <u></u>		
13	74	88			. <u> </u>
14	35	65			
15	65	80		<u> </u>	

Wilcoxon Signed Ranks Test

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
POST-PRE	Negative Ranks	ų a	4.38	17.50
	Positive Ranks	10 ^b	8.75	87.50
	Ties	1°		
1	Total	15		

- a. POST < PRĘ
- b. POST > PRE
- c. PRE = POST

Test Statistics^b

	POST-PRE
Z	-2,200 ^a
Asymp. Sig. (2-tailed)	.028

- a. Based on negative ranks.
- b. Wilcoxon Signed Ranks Test

س2: اراد باحث مقارنة مجموعة تجريبية مع أخرى ضابطة في ادائهما على مقياس للاتجاهات،
 وكانت درجاتهم كما هو مبين أدناه:

مستقلتين.	لعينتين	مان-وتني	اختبار	استخدم	*
- Out		(5)	<i>-</i>	\	

المجموعة التجريبية Expermental	الرتبة Rank	المجموعة الضابطة Control	الرتبة Rank
52		52	
68		39	
42		47	
49		38	
36		27	
31		18	
29		20	
28	<u> </u>	15	
50			

Mann-Whitney Test

Ranks

	GROUP	N	Mean Rank	Sum of Ranks
MARK	expermental	9	10.72	96.50
	Control	8	7.06	56.50
	Total	17		

Test Statisticsb

	MARK
Mann-Whitney U	20.500
Wilcoxen W	56.500
Z	-1.492
Asymp. Sig. (2-tailed)	.136
Exact Sig. [2*(1-taited Sig.)]	.139

a. Not corrected for ties.

b. Grouping Variable: GROUP

س3: لنفسرض أن شسركة قامت باستخدام ثلاثة برامج لتدريب الموظفين، وبعد الانتهاء قام باجسراء قياسات رتبية على ادؤهم في العمل، والجدول أدناه يبين علاماتهم على المقياس المستخدم، والمطلوب معرفة إن كان هناك اختلاف فيما بين المجموعات يعزى للاسلوب التدريبي.

* استخدم اختبار كرسكال والس.

Group_1	Group_2	Group_3
75	70	60
70	60	50
80	50	45
65	40	50
		49

→ NPar Tests

Kruskal-Wallis Test

Ranks

	GROUP	N	Mean Rank
MARK	1.00	4	11.13
	2.00	4	6.00
	3.00	5	4.50
	Total	13	

Test Statistics*,b

	MARK
Chi-Square	6.926
df	2
Asymp. Sig.	.031

a. Kruskai Wallis Test

b. Grouping Variable: GROUP

س4: ضع رمز الإجابة الصحيحة (نعم، لا) في المربع المخصص لذلك:

_ 	···			<u> </u>			·	 -	,	
10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	الرقم
										الإجابة

- 1 تتطلب الاختبارات اللامعلمية الايفاء بافتراضات تجانس التباين.
- 2- تتطلب الاحتبارات اللامعلمية الايفاء بافتراضات التوزيع الطبيعي.
 - 3- الاختبارات المعلمية أكثر قوة من الاختبارات اللامعلمية.
 - 4- تميل الاحتبارات اللامعلمية لرفض الفرضية الصفرية.
 - 5- يعتبر اختبار ولكوكسون بديلاً لاختبار (T) للبيانات المستقلة.
 - 6- يعتبر اختبار مان-وتني بديلاً لاختبار (T) للبيانات المترابطة.
 - 7- يعتبر اختبار كروسكال والس بديلاً لتحليل التباين الاحادي.

الفضيران الثارية عشور

تطبيقات البرنامج الاحصائي SPSS

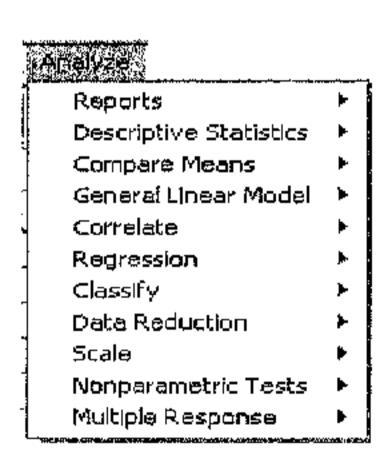
- 1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS
 - 2-13 تشیغیل نظام SPSS.
 - 3-13 شاشات نظام SPSS.
 - 4-13 ملفات نظام SPSS.
 - 5-13 القوائم الرئيسية لبرنامج SPSS.
- 6-13 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

(الفَهَطِيّلُ الثّاالِيْثُ عَشِيرٌ،

تطبيقات البرنامج الاحصائي SPSS

1-13 التعرف على بيئة النظام الإحصائي SPSS

* أن كلمــة SPSS تتكون من SPSS تتكون من Statistical Package for Social Sciences وهي تعــيني الحزمة الإحصائية للعلوم الاحتماعية، وتستخدم لأحراء عمليات إحصائية كثيرة وبشكل سهل. وتوجد أغلب التحليلات في قائمة التحليل Analyze المبينة أدناه:



يلزمنا أن نقرم بإجراء بعض التحليلات الإحصائية للبيانات مثل: الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics ، مثل إنجاد مقاييس الترعة المركزية: الوسط الحسابي، الوسيط، المنوال، ... وإيجاد مقاييس التشتت: المدى، التباين، الانحراف المعياري، المدى المتوسط، ... مقارنة الأوساط Compare Means.

إيجاد معاملات الارتباط Correlate: الارتباط المتعدد، الارتباط المتعدد، الارتباط المتعدد، الارتباط المتعدد، الارتباط المخزئي، الارتباط شبه الجزئي،

Regression إيجاد معادلة الانحدار

الإحصاءات اللامعلمية Nonparametric Tests

إن القيام بالحسابات اليدوية لهذه الإحصاءات ليس سهلاً خاصة إذا كان حجم البيانات كسبيراً، ولكسن باستخدام برنامج النظام الإحصائي SPSS تصبح جميع هذه التحليلات سهلة وممتعة إذا تم التعامل مع البرنامج بشيء من الحرفية.

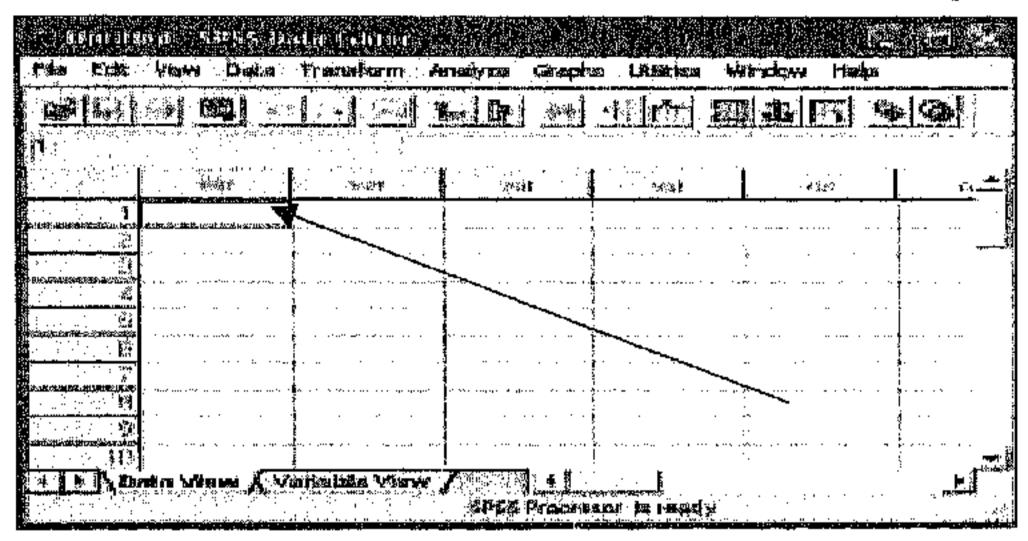
2-13 تشغيل نظام SPSS.

* تشغيل نظام SPSS

Start - Programs - SPSS for Windows - SPSS10.0for Windows - Type in data - Ok

A SIEIT - The Programs of the Session of the Sessio

تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:

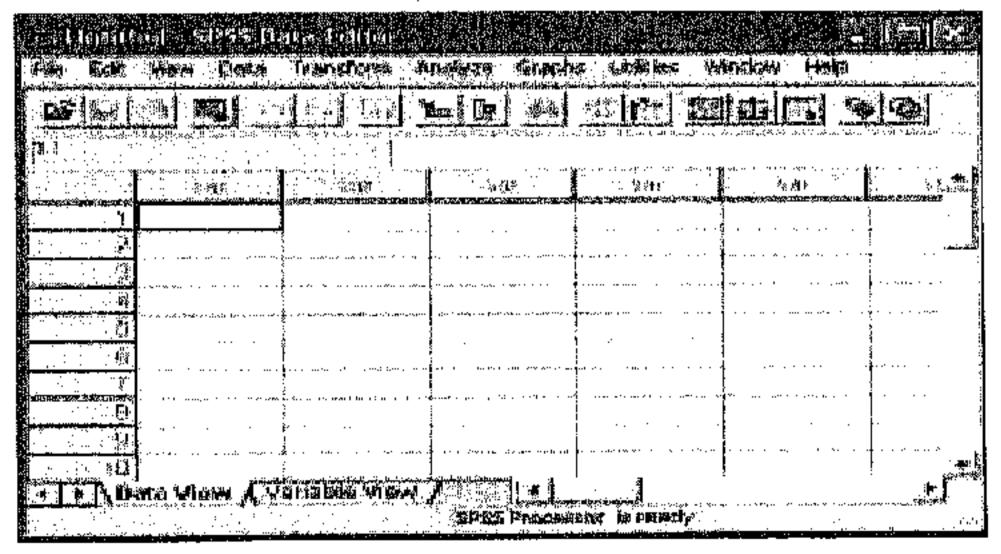


3-13 شاشات نظام SPSS:

يحتوي نظام SPSS على ثلاث شاشات رئيسية هي:

البيانات الإحصائية اللها.
 المراد تحليلها.

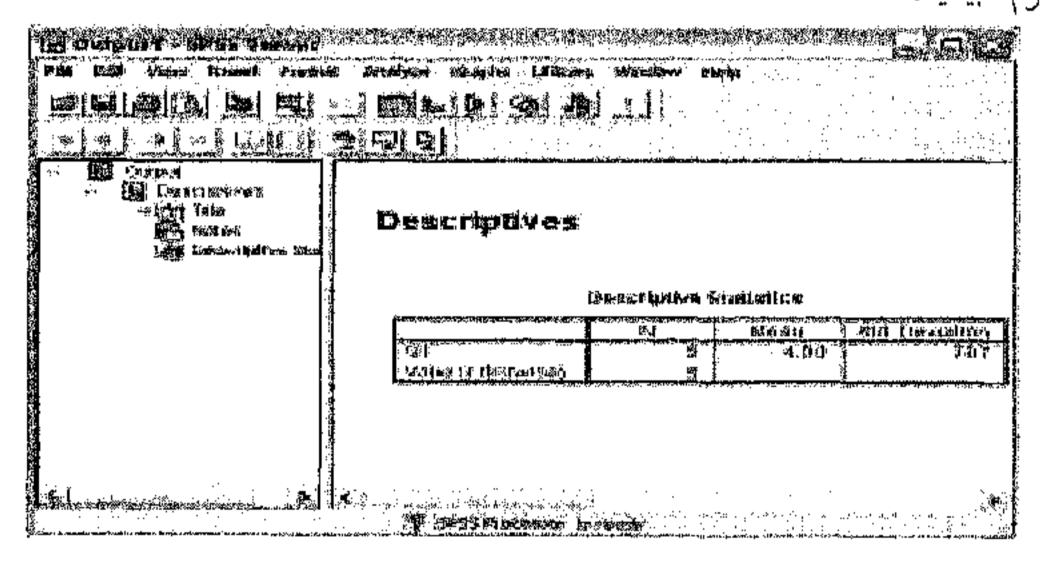
وتتكون من شاشتين هما Data View وتستحدم لإدخال البيانات



وشاشة Variable View وهي شاشة تعريف المتغيرات كما هو مبين أدناه:

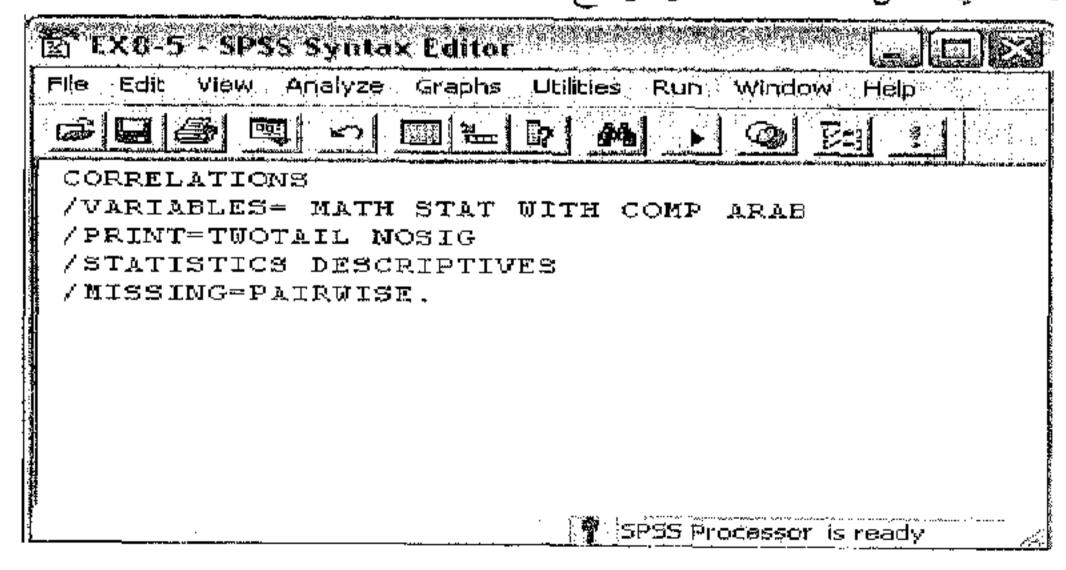
· ·	Name	Туре	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1										
2										
 3										

2. شاشـــة المخــرجات Output Navigator: تظهر نتائج التحليلات الإحصائية والرسوم البيانية.

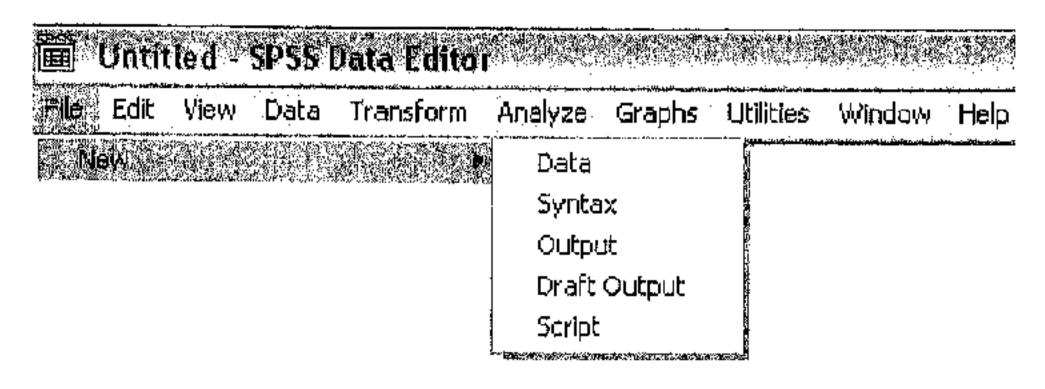


3. شاشـــة التعلــيمات Syntax Window: تــستخدم لكتابة التعليمات للعمليات المختلفة.

مـن قائمـة File اختر New ثم Syntax تظهر لك شاشة التعليمات أدناه، ثم اكتب التعليمات أدناه، ثم اكتب التعليمات في داخل الشاشة كما هو موضح أدناه:



4-13 ملفات نظام SPSS:



هناك عدة أنواع من الملفات منها ما يلي:

- I. ملف البيانات Data: وهي الملفات التي تحتوي على البيانات الخام المراد تحليلها، ويكسون نوع الملف (SAV.)، فإذا كان اسم ملف البيانات JAMAL فإن نوعه (SAV.)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SAV)
- 2. ملسف المخسرجات Output: وهسو الملف الذي يحتوي على نتائج الإحراءات الإحسسائية التي تظهر في شاشة المخرجات، ويكون نوع الملف (SPO)، فإذا كان اسم ملف المخرجات JAMAL.SPO)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SPO)
- 3. ملف التعليمات Syntax: وهو الملف الذي يحتوي على التعليمات المراد إجراؤها، ويكــون نــوع الملف (SPS)، فإذا كان اسم ملف التعليمات JAMAL فإن نوعه (SPS.)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (JAMAL.SPS)
- 4. ملف المخرجات (Draft Output: وهمو الملف الذي يحتوي على مسودة ملف المخرجات المراد إجراؤها، ويكون نوع الملف (rtf). مثال ذلك هو (JAMAL.rtf)
- 5. ملف Script: وهو الملف الذي يحتوي على الاحراءات الجاهزة وتستحدم لغة Sax . ملف Script: وهو الملف (SbS)، ويكون نوع الملف (SbS)، Bacic والتي تكتب بما الاحراءات الجاهزة مثل Remove Labels ويكون نوع الملف فيكون الاسم الكامل في الاحراءات Remove Labels فإن نوعه (sbs)، فيكون الاسم الكامل للملف هو (Remove Labels.sbs).

5-13 القوائم الرئيسية لبرنامج SPSS:

Umitled -	SPSS I	Jata Edito	r		
File Edit View	Data	Transform	Analyze	Graphs	Utilities Window Help

قائمة ملف File

New		
Open		
Open Database		
Read Text Data		
Save	Ctrl+S	
Save As		
Display Data Info		
Apply Data Dictionary		
Cache Data		
Print,,,	Ctrl+P	
Print Preview		
Switch Server		
Stop Processor	Chi+.	
Recently Used Data		
Recently Used Files		١

New: إنشاء ملفات جديدة.

Open: فتح ملفات مخزنة سابقاً.

Read Text Data: قراءة ملف بيانات.

Save: تخزين ملفات.

Display Data Information: إظهار معلومات عن الملفات.

Print: طباعة الملفات.

Print Preview: معاينة الملفات قبل الطباعة.

Exit: الخروج من البرنامج.

قائمة تحرير Edit

10.38.44		
,	Undo Set Cell Value	Ctrl+Z
	R.edg	Ctrl-⊩R
1	⊂ut	Ctrl+X
	Сору	Ctrl+C
ļ	Paste	⊂tr!+V
4	Paste Variables	
-	Clear	Del
-	Find	Ctrl+F
1	Options	

Undo Set Cell Value: التراجع عن التحرير.

Redo Set Cell Value: التراجع عن التحرير.

Cut: قص البيانات.

Copy: نسخ البيانات.

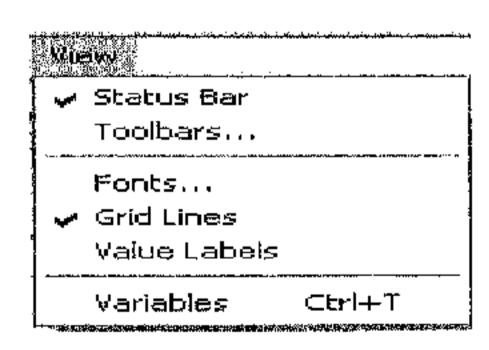
Paste: لصق البيانات.

Clear: حذف (عمود، صف) أو اكثر بما يحويه من بيانات بعد تحديد المراد حذفه.

Find: البحث عن حالات.

...Options: خيارات.

قائمة عرض View



Status Bar: إخفاء أو إظهار شريط الحالة.

:Toolbars: إظهار شريط الأدوات والأيقونات المختصرة المستخدمة بدل من القوائم.

...Fonts: تغيير نوع الخط المستخدم.

Grid Lines: إظهار أو إخفاء خطوط الشبكة.

Value Labels: إظهار أو إحفاء عناوين القيم.

Variables: إظهار شاشة تعريف المتغيرات.

قائمة البيانات Data

Chara	- Cinet
'Define Dabes	- - .
Insert Variable	:
Insert (C ase s	
Goto Case	_
Sort (Cases,	*
Transpose	
Restructure	
'Merge Files 🕪	
Aggragate	
Splitfile	
Select Cases	i
Weight Cases	

...Define Dates: تعريف المتغيرات وتغيير اسماؤها.

Insert Variables: اضافة متغيرات جلبيدة..

Insert Cases: اضافة حالات جديدة.

... Go to Case: الذهاب الى حالة معينة.

...Sort Cases: ترتيب الملف حسب قيم متغير ما.

...Transpose: تحويل البيانات.

Merge Files: دمج الملفات وهي دمج اكثر من ملف وجعلها ملف واحد.

...Aggregate: تحميع وتلخيص الحالات.

...Split File: تقسيم الملف الى عدة أجزاء.

...Select Cases: تستخدم لاختيار محموعة من الحالات ينطبق عليها شرط معين.

قائمة التحويلات Transform:

انشاء متغير جديد من خلال المتغيرات الموجودة.

Compute...
Random Number Seed...
Count..,
Recode
Categorize Variables...
Rank Cases...
Automatic Recode...
Create Time Series...
Replace Missing Values...
Run Pending Transforms

Compute: القيام بالعمليات الحسابية المختلفة.

Count : حساب عدد القيم المتشابحة لقائمة من المتغيرات لكل فرد من أفراد العينة. Recode: اعادة ترميز البيانات.

...Rank Cases... إنشاء متغيرات جديدة تحتوي على رتب المتغيرات الموجودة المختلفة للقيم الرقمية.

...Automatic Recode: (الترميز الآلي)، إعادة ترميز السلاسل الحرفية إلى قيم.

...Create Time Series: إنشاء متغير جديد يحتوي متسلسلة زمنية.

...Replace Missing Values: تعويض القيم المفقودة بطرائق إحصائية.

قائمة التحليلات Analyze

Reports Descriptive Statistics Compare Means General Linear Model Correlate Regression Classify Data Reduction Scale Nonparametric Tests Multiple Response

Reports: التقارير.

Descriptive Statistics : الإحصاء الوصفي.

: مقارنة الأوساط، تحليل التباين الأحادي. Compare Means

General Linear Model: تحليل التباين الثنائي General Linear Model

: حساب معاملات الارتباط. Correlate

. حساب معادلة الانحدار. Regression

: التصنيف: Classify

: التحليل العاملي. Data Reduction

: تحليل الثبات (معاملات الثبات). Scale

. الإحصاءات اللامعلمية : Nonparametric Test

: تعريف المجموعات. Multiple Response

قائمة الرسومات البيانية Graphs

/Siephs /	<u>ىپېدائىدە ئېنى</u>
Gallery	
Interactive	F
Bar	
Line	
Area	
Pie	
High-Low	
Pareto	
Control	
Boxplot	
Error Bar	
Scatter	
Histogram	
P-P	
Q-Q	
Sequence	
ROC Curve	
Time Series	۴

قائمة الفوائد Utilities

CHalles:	/) (()/////////////////////////////////
Variables File Info	
Define Sets Use Sets	
Run Script	
Menu Editor	

... Variables : إعطاء معلومات عن المتغيرات.

: إيجاد معلومات مفصلة عن الملف المستحدم والمتغيرات التي يه.

...Define Sets: تعريف الجحموعات للمتغيرات المختلفة.

...Use Sets... استخدام المحموعات للمتغيرات المختلفة.

قائمة ناقدة Window

Window
Minimize All Windows
🕶 🖫 Untitled - SPSS Data Editor

Minimize All Windows: التحكم بحجم النوافذ.

قائمة المساعدة Help

Topics
Tutorial
SPSS Home Page
Statistics Coach
About...

Topics : إعطاء مساعدة عن أي محتوى من محتويات البرنامج.

6-13 استخدام برمجية SPSS في حل المسائل.

س2) في اختبار لمادة الحاسوب الذي يتكون من الأسئلة أدناه، حلل الاحتبار؟

رقم الطالب: التخصص: 1-علمي 2-أدبي 3-معلوماتية 4-مهني الجنسس: 1-ذكر 2-أنثي الجنسس: 1-ذكر 2-أنثي المادة: الحاسوب. المستوى الثالث – تراسل البيانات والشبكات. (15 سؤال).

ضع دائرة حول رمز الإجابة الصحيحة في كل ثما يلي:

1- أي من التالية ليس من مكونات شبكة الحاسوب:

أ- أجهزة حاسوب مزودة ببطاقات خاصة بالاتصال. ج- منظم التيار الكهربائي. ب- أسلاك توصيل بين الأجهزة.

2- تغطى الشبكة المحلية LAN مساحة قطرها حوالي:

آ- 10₇ ب- 1000م د- 1000م ا- 10₅ ب- 1000م

3- الجهاز الذي يعمل على زيادة حجم وكفاءة الشبكة هو:

أ-المقسم Switch. ب- الخط Line. ج- الموزع Hub. د- الجسر Bridge.

4- شبكة مكونة من جهازي حاسوب فقط مرتبطين بخط اتصال تسمى:

أ- الشبكة المحلية LAN. ج- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server

ب- الشبكة التناظرية Peer-to-Peer. د- الشبكة النجمية Star Network.

5- إن المصطلح Hyper Text يعنى:

أ- نص مترابط. ب- عنوان الموقع. ج- مزود حدمة الانترنت. د- متصفح الانترنت.

6- إن المصطلح URL يعني:

أ– نص مترابط. ب– عنوان الموقع. ج– مزود خدمة الانترنت. د– متصفح الانترنت.

7– إن المصطلح Search Engines يعني:

ب- عنوان الموقع.

أ- محركات البحث.

ج- الشبكة العنكبوتية العالمية. د- متصفح الانترنت

8- أي من التالية ليست من محركات البحث Search Engines:

د– Windows $oldsymbol{Altavista}$ - Google - $oldsymbol{\smile}$ Yahoo -أ

9- يرمز للمواقع الحكومية بــ:

د – Net

ح− Gov

— Org −ب Edu −i

10- تغطى الشبكة واسعة التغطية WAN مساحة تقدر بـ:

د- الكرة الأرضية.

أ- مدينة. ب- دولة. ج- قارة.

11- تقسم الشبكات المحلية LAN إلى:

أ- الشبكة التناظريةPeer-to-Peer، الشبكة التماثلية Symetric Network

ب - شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، الشبكة التناظريةPeer-to-Peer

ج- الشبكة التناظرية Peer-to-Peer، شبكة القيمة المضافة VAN.

د- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، شبكة القيمة المضافة VAN.

12- تمتاز الشبكة التناظرية Peer-to-Peer بألها:

أ- مناسبة عندما تكون شبكة الاتصال كبيرة.

ب- يوجد جهاز أساسي يؤدي الخدمات للشبكة وبقية الأجهزة محطات عمل.

ج-تكون جميع الأجهزة في هذه الشبكة متكافئة.

د-لكل جهاز حق الوصول إلى الشبكة حسب أهميته.

13- يتكون عنوان البريد الالكترويي من:

أ- اسم خاص بالمستخدم ، إشارة # ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

ب- اسم خاص بالمستخدم، إشارة \$ ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

ج- اسم خاص بالمستخدم، إشارة & ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني. د- اسم خاص بالمستخدم، إشارة @ ، اسم الموقع الذي يقدم خدمة البريد الالكتروني.

14- إن المصطلح WWW يعني:

ج- محركات البحث د- متصفح الانترنت. أ- الشبكة العنكبوتية العالمية
 ب- عنوان الموقع.

15- تصنف شبكات الحاسوب حسب المنطقة الجغرافية التي تغطيها إلى:

أ- شبكات محلية LAN، شبكات واسعة التغطية WAN.

ب- شبكة الخادم والمستفيد Client/Server، الشبكة التناظريةPeer-to-Peer بمبكة الخادم والمستفيد VAN. ح-شبكات محلية LAN، شبكة القيمة المضافة VAN.

د- شبكات واسعة التغطية WAN، شبكة القيمة المضافة VAN.

* الترميز Coding

عملية تحويل إجابات كل سؤال إلى أرقام أو حروف يسهل إدخالها إلى الحاسوب.

مثال: متغير الجنس Sex وهو (ذكر، أنثى)، حيث يعطى: الرقم 1 للذكور و2 للإناث.

٥ ذكر.

0 أنشى. 2

التخصص: يعطى 1-علمي 2-أدبي 3-معلوماتية 4- مهني كما يلي:

0 علمي. 1

معلوماتية.

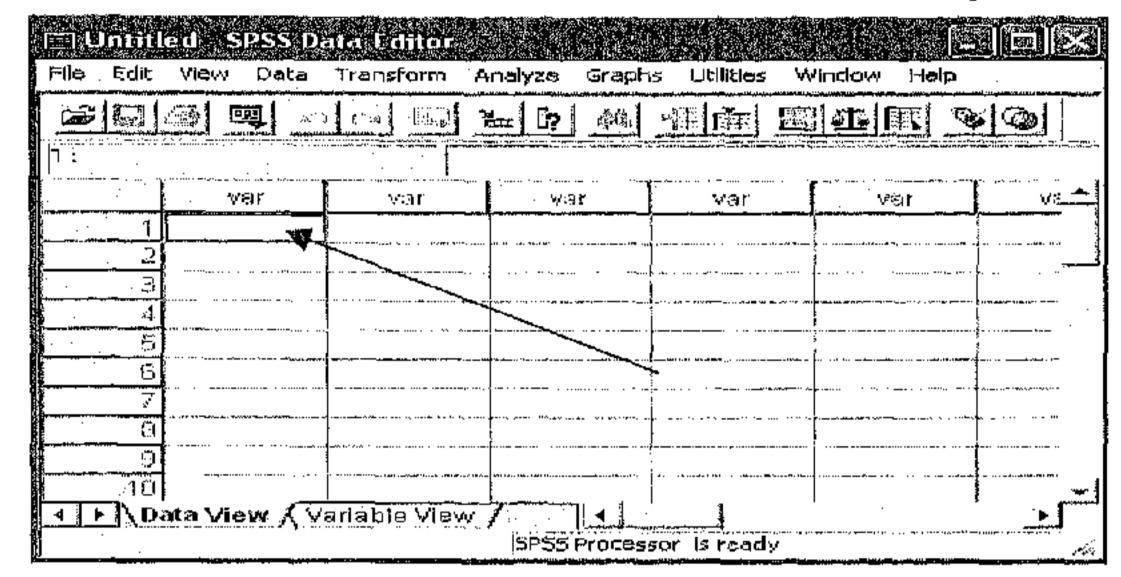
0 مهني. 4

رقم الطالب، الأسئلة:

مثال 1: انشىء ملف جديد اسمه example1

· File – New - Data

تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:



لعمل حدول ترميز للمتغيرات الواردة في المثال يتم كما يلي:

انقر على Variable View الموجودة على شريط الحالة فتظهر الشاشة أدناه

	Name	Түре	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1										
2		<u></u>			<u></u>	i i		l	·	
<u>: 3</u>		[; ; ;)				

إدخال متغير رقم الطالب stno

إدخـــال مـــتغير الجنس sex وعند وصولنا إلى خانة Valuesوهي القيم المحتملة للمتغير نعبأها بالشكل التالي:

Value Label	*		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	OK
/alue:	[2	· .	·· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	Cancel
/alu <u>e</u> Label:				Help
<u>A</u> dd	"دگر" = 1			
(Change)				

إدخال متغير التخصص spec وعند وصولنا إلى خانة Valuesوهي القيم المحتملة للمتغير نعبأها بالشكل التالي:

Value Labeis	. <u> </u>		وتريهوه تهاء وتستعم تساد	غام مستعدد وعدي	 OK
Value:				an disebenhenananan	Cancel
Value Label	<u> </u>	: Air			 Help
≜dd	''عليبي'' = 1' ''أدبور'' = 2				
Change	لومانية = 3	٠."			i i v

إدخال متغيرات الأسئلة من سؤال 1 إلى سؤال 15 وهي q15 ... q15 وبعد الانتهاء من تعريف المتغيرات تظهر الشاشة كما هو مبين أدناه:

	team.	Тура	Whelih	Cacimals	Label	Valuas	Masing	Column	#Wgn	Measu
1	sino	Numeric	19	<u>I</u> II		Horie	Marco	3	Center	(Carale
2	多數 定	Numeric	1	{ Ū		41, 49 ,	None	ļ a	門圖山	Scale
	spec	Numeric	1	C .		41,	None	6	Right	Seale
4	q;	Numeric	1	O		Mone	Mone	[3	Center	Scale
Ą	GZ.	Numero	1	CI .		Mona	Name	1	Center	Scole
5	Q 3	Numeric	11	Œ		None	None	Э	Center	Semin
Ţ	g-	Numeric	4	Ø	51 * *** ** > * . & . * *	None	None	a	Center	Scale
0	a S	Numeric	[1	Δ		Taome	None	3	Centar	Scale
5	QG	Mumeric	1	ļģ		Mone	None]	Center	Scale
10	97	Numeric	34	O	2	Mone	None	3	Cavilar	ධ්පක්ෂ
11	αŭ	Mumeric	[1	0	ver til .Fir · . rarara.	None	None	3	Center	Scale
12	Q S	Numeric	1	Q .		Marie	None	3	Cantar	Scale
13	o TO	Numeric]1	O		Nune	None	3	Conter	Seele
14	q 1	Numeric	11	0		None	None	[3	Center	Seda
18	q12	<u> </u>	1	Œ		Mona	Mona	3	Cunter	Scala
16	E ip	Numero	1	C3		l ë nne	None	3	Center	Scele
17	ច្នា4	Numesic	1	C		Hone	Mone	3	Legites	Stole
16	ឲ្យទើ	Numeric	j†	O I		Mone	None	2	Contos	Scale

إدخال البيانات Input Data

•	sino	BOX	apoc		42	q3	4	T	EP	© 7	46	49	910		12	913	e T 4	415
1	1	4	3	1	1	O	П	1	1	1	1	1	1	1	1	7	1	1
2	2		3	*1	1	O.	1	1	1	1	1	1	1	. 1	. 1	1	1	1 1
3		1		1	1	G	ŋ	1		1	1	1	1	ŧ t	1	e di elector. Di	֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓֓	1 1
	4	1	3	- T	1	O	0	†	1	1	1	1	1	\$	†	1 7	1	1 1
<u> </u>	Б	1	1	1	18	Ů.	D	4	1	4	77	1	1	1	Ü	1 NI AND-1551	1 4	
6	8	1	1	1	1	0	1	1	0	*	1	1	1	* 1	, a	1	1	1
1	7	1	1	1	1	Q	D	1	ū	*1	<u> </u>	1	Đ	1	Q :	, <u>.</u>	1]]
	9	1	1	1	Đ	Q	Ŋ,	1	G	1	1	1	O	1		1	1	
	43	1	1	1	Ü	G	1	1	Ö	7	177	1	12	Ö	1		1	1
10	10	1	1	1	1	O .	O	1	U	4	1	1	1	1	1	1	1	1
**	11	2	1	1	1	C)	1	1	1	1] 1	1	1	*	1	1	1	1 1
12	12	-	1	1	Ę	G	۳ [7	1	1	1	1	1	1	•	1	1	11
13	13	<u>.</u>	1	1	1	C)	1	1	0	1	ţ		1)	1	į	1	1	1
14	14	2	"	Û	-19	ů	מ	Ø	Ü	Ŭ	1	1	Ü	Ö	Đ	1	1	1
15	15		1	D.	an i	1	O	D	G	1	1	1	1	1	1	1	1	1 [
16	18	2	2	1	1	1		ŋ	Ω	1	1	1	t	1	18	7	1	1
17	17	3		1	1	Ω	1	1	Q	Ü	1	1	•	1	. 1	j	1	1
18	18	2	4	O	0		1	Ď		1	1	1	•	. 1	0	Ö	†	0
10	19		art i j	1	å	1	1		1	1	1	1 1	1.	O	1	1	1	1
20	20	7		"	1	<u> </u>	0	- 1	O.	1	1	1	È	Q	0		1	1
21	21	2	2 2	2 0	0	O	0	1	Ō	1	0	Q	Ū	Ð	0	0	Ö	1
22	22		2 2	2 1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	O	1	1	1	1
23	23		2 2	2 1	0	Q	۵	0	֓֞֞֞֞֞֞֞֞֞֞֓֞֞֞֞֓֞֓֞֞֞֓֓֓֞֞֞֓֓֓֞֞֓֓֓֞	D	0)	1	1	0	1	1	1	1
24	24	2	2 2	2 0	0	0	1	0	1	0	0	1	0	O	1	0	1	
26	25] 2	2 3	3 1	0	0	0	1		0	1	1	0	0	Ū	1	0	1
26	26		2 3	3 1	Q	Ö	1	1	Ö	1	1	1	1	0	1	1	1	1
	27	2	2 3	3 1	1	O	1	1	Ō	1	Ō,	1	1	1	0	1]	1	1
28	28	7	2 3	1	1	Ō	1	Ö	0	1 1	<u>ס</u>	1	1	1	0	1	1	1
29	29	1 2	2 3	3 1	1	0	1	1	Ō	1	1	1	1	1	1	1	1	1
30	30		2 3	3 1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

حفظ البيانات

Save Dall Som W.	Takseks (CD)			
## ### "1 "9" ## 9~ ## 1 "9" ## 6" # * 1 ## 6" # 6" # 6" # 6" # 6" # 6" # 6" # 6	*** ** ** ** ** ** ** ** ** ** ** ** **		AND THE PARTY OF T	ess. A
Frank Muliffranks	Terming the state of the contract of the contr		Section of the sectio	1
3	(SI-95 L ngui	un Kimetonia a Palahandea	# Paper	

As...

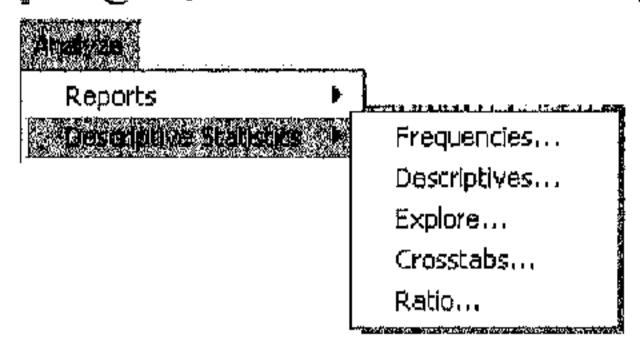
نكتب اسم الملف example1 ثم ننقر زر Save فيحفظ الملف بهذا الاسم.

التحليلات المطلوبة:

1- الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics

Descriptive Statistics - Frequencies Analyze -

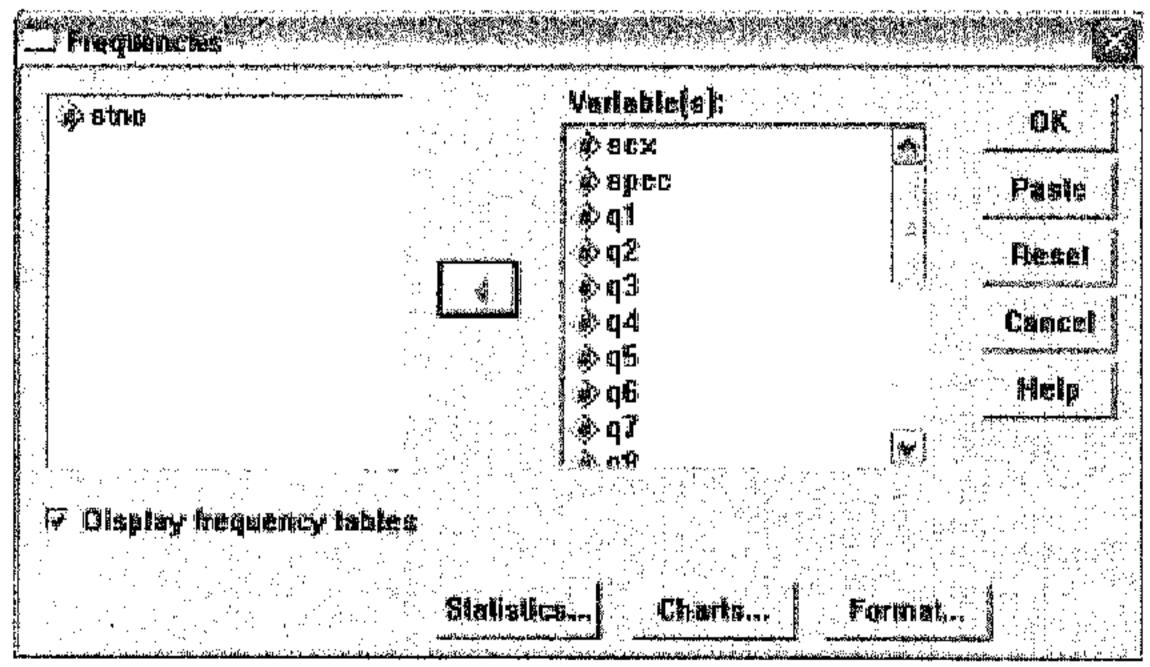
Frequencies: وصف توزيع أفراد العينة حسب أحد المتغيرات من النوع الاسمى.



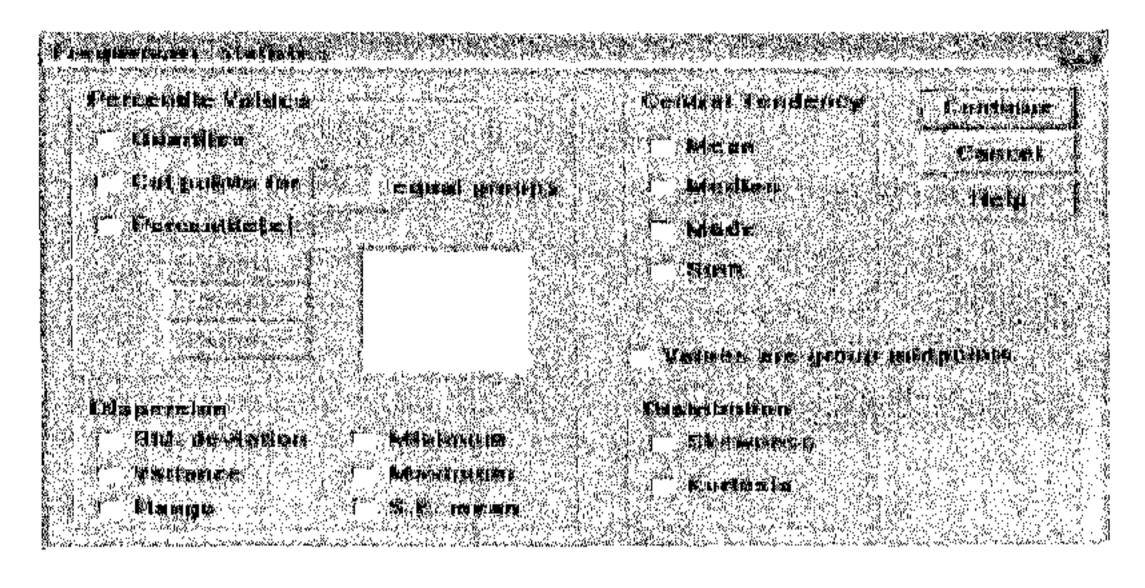
بعض أسئلة الدراسة:

س1: ما نسبة الذكور والإناث في عينة الدراسة؟ (متغير الجنــس sex)

س2: ما عدد أفراد العينة في كل فئة من فئات التخصص؟ (متغير التخصص)



بالضغط على زر ...Statistics (الاحصاءات) تظهر الشاشة المبينة أدناه:



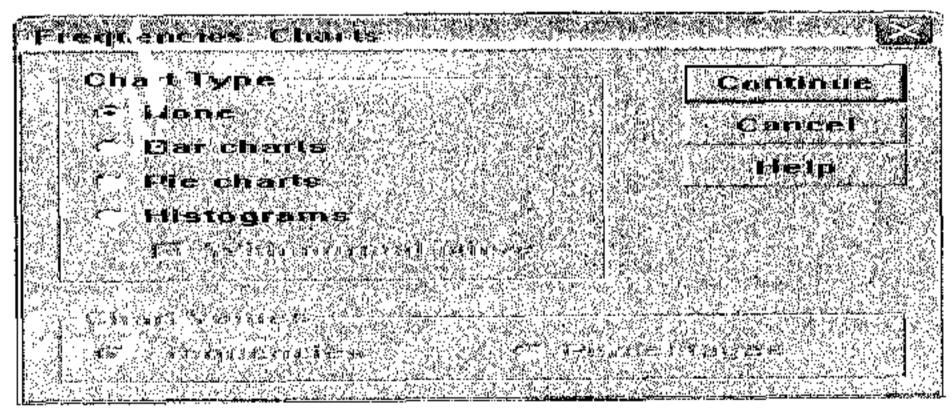
يـــستخدم لاستخراج بعض إحصاءات مقاييس النزعة المركزية Central Tendency: مثل Mean الوسط الحسابي، Median الوسيط، Mode المنوال، Sum المجموع.

يستخدم لاستخراج بعض احصاءات مقاييس التشتت: مثل Std. deviation الانحراف المعياري، Variance التباين، Range المدى.

يسستخدم لاسستخراج بعسص احسصاءات القيم المئينية: مثل Quartiles الربيعات، Percentiles المئينات.

يـــستخدم لاســتخراج بعــف احــصاءات شكل التوزيع: مثل Skewness الالتواء، Kurtosis التفرطح.

بالضغط على زر ...Charts (الرسومات البيانية) تظهر الشاشة المبينة أدناه:



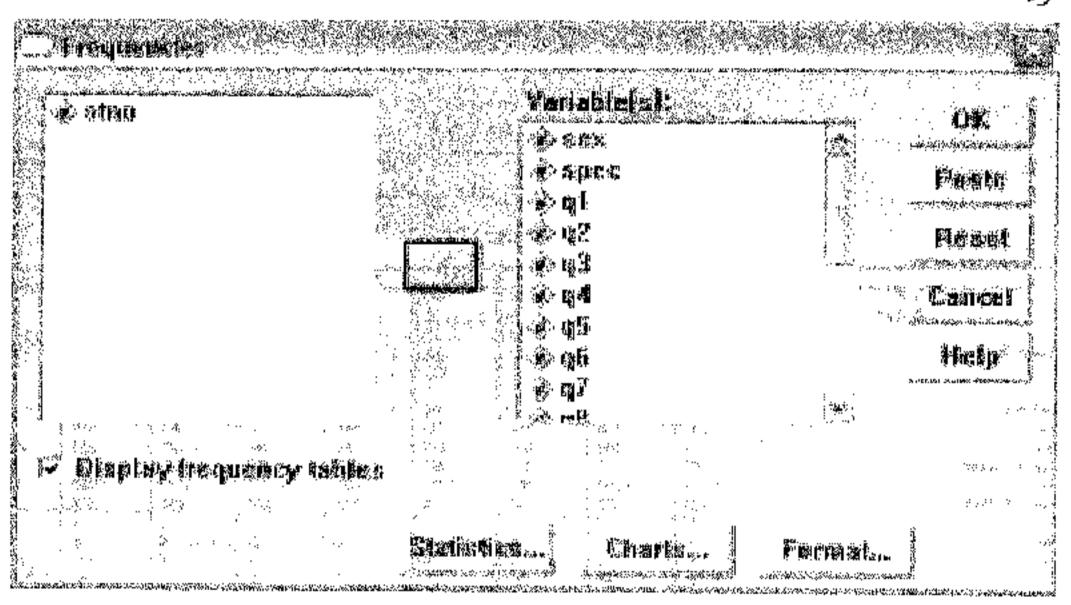
نوع الرسم البياني: Chart Type

- Bar charts الاعمدة −1
 - Pie charts الدوائر –2
- Histogram الرسم البياني مع المنحنى الطبيعي -3
- * لإيجاد الوسط Mean، الوسيط Median، المنوال Mode، المجموع Man * Analyze Descriptive Statistics Frequencies...



نعمل على الحتيار المتغيرات وهي sex,spec,q1...q15 ثم نضغط زر Statistics ونحدد

ما نرید



نحدد Mean, Median, Mode, Sum ثم نضغط زر Continue

Frequences Statements		out Wickey.
Percentile Values	Ceptral Tendency	. Cantiaur i
₩ Quarules	√ Mitait	Crincel
Cut points for a equal groups	D MENINE	Help
i≠ Pericolideis)	₩Mede	sarphean hagy reprint 2 year
	y Sula:	
per a contractive property to a subject		
e de la company de la company de la company de la company de la company de la company de la company de la comp La company de la company de	Tables are group o	idpaints
, Dispersion	Distribusion	
v Sig. devisitur iv Medinem v Verisnee v Medinam	Skewness Skewness	
7 Range 7 K.F. mean	V Karlusko	
de Caraca de parte de Santa Cara Cara de Cara Cara Cara Cara Cara Cara Cara Car	The state of the s	

تظهر المخرجات المبينة أدناه:

الاحصاءات المطلوبة لكل متغير من متغيرات الدراسة:

·											
	THE RESIDENCE OF THE PARTY OF T		SPEC	D/88	19 1923		File.		<u> </u>	# (A.)	1,57
5 0		203	76		F .	30	3	3			
	建筑 	(3)	₽ ;	-	¥• 3 <mark>]</mark>	<i>N</i> :		১ গ		_	j #0
13 3 5 61		3,84	197	997	98	.W	, C		មៀ 💯	. 6 3	32%
Lind Serve (ordinada)		数稳	3528	EUR)	17	9088 B	£###				養康
Merika M		.200	2000 c	1,000		(30)	.35	3 1,00g	日 5巻	24	3,500
Massa Salahar		.2		j l	! }	1) [i [4	1 1	
र्दिनीय ई डीन्स क्रिक्टी का		現象	1976	300	9 1	155 200	:96%	(A)	1.000	粉漆	.15%
'e estad es		200	229	.100			.*!\ 		4:		int
Sleaners		~3° L85	28 0 5	-2.520		i K	9.5			1	-4.883i
O Mail Azirgiya (Ali Azirgiya) Angaran	완	252	HAN.	122		.162°				.#27	
ich pessije. Sing. Sogge verbog besige		4 燃料	-N 262d	1.80		(32)	1.05	1	61	1	1887
	i	級數	21661	.841	\$ q	36/Pr	%-97@	3 202	Ka, Şr	89.0	
Paragoni Minimum		3	7.]	1	_ !		1	4	!	<u> </u>
Silver and the second			_f ;		9 1	9	l.	? 4	3	1 5	9
Musica : NA Second		<u> </u>	<u>3</u> , 1		1 3	194] } . k 510	ļ ,	
Single Notation with a	Δ#	\$20 \$20		-52		∭6 Mali		S N		I	36
第四個學事 。	32 34	9. D D	1480	100			:iii				3. 0 0
	2769 '98€	211N	246	1.06		(0)	18, 13				0300
estanta esta esta esta esta esta esta esta es			karansan da la li kar	Liwista (Li		im.,	1		a Apresion of FA	de an 125 de Mai Langua de maria	to the second
TALLED CASISITING CONTRACTOR OF THE CONTRACTOR O					NO 1		2) 1		- 19 is		<u> </u>
4	y 4 (1)	1 7		10	10	ŧ	- 1	- 100 g	(\$)	76	35
		Ì	ıŭ l	ឲ្	ū	ţ	20	0 ដូ	*	D)]	!₫
Affe (6)			X 9	₩	.N)	ĺ	财	<i>∰</i> ₫	81	₩ ₽{	<i>#</i>
Ale Care of Mai			5.84	are f	原料	i	2.000	的鄉往	#####################################	<u> </u>	\$}4€
经 统约约)		- f ()	OM I	ta ad ∮	*: 20)	į	1.00	1:\$20 g	2.023	(នី២ 🖟	1,00
100-112		}	ካ	F #	Ŷ,	į	1	* g	1	1 1	3
Sign Special Action		25	8	.623 9	. Kar		40.9	JI79 \$.海髓	:000 1 N	See A
a a Carta			4.6	223	Nec :	ļ	7398	220	. 820	20031	er e
Showers		-48		iati"	-8.200	1	- 3\ks	-745	****	-D. 40 kg	-0.0000
Our Brown of a bring	iner):		274	473	1929	1	and the		A Helia	.43	, Mary 1
+ 1489 K	51.11	188		מפסט 🕽		[.	-1.5354	-1.5321	3.36	12.283	The second
i order er Birki, krouer off blocker	Ulá		10		1861	1	※説	EM.	**************************************	AG S	\$385
Parky		90'	777	<i>ा</i> श्रम्भ≅ म ∎ श्र		3	143000C	9 % 67%	5890	.(3%)	130,000
				1 () 14 ()	ල් : න	Ė		ig	.55	1 3	4.8
Likipan dan Mumba san		- 1	*	" 8	9	[Ÿ.	6. 2	· 16	19 3	***
Marka en ∴			J. 1	_ L ∯	š 1	1	(2)	1 1			1
SM			3	_ 2ૂંજુ ∦	<u>:</u>	Ì	(2)	ur f	3	38	, in
Parton pillur	35		XC	h230	8.30		1769	30 ž	E.OC	130 ĝ	1.00
	90		10	140	# (X)	į	工業	1.20 🖁	ا≱زاھ	1.200	# (2 8)
		t.l	0CI.	1/28 0 1	1.50	d	<u> </u>	1			

توزيع أفراد العينة حسب متغيري الجنس sex، التخصص spec، الاسئلة g1...q15

Frequency Table

SEX

	Frequency	Percent	Valid Percent	Curnulative Percent
تكر ∀alid	10	33.3	33.3	33.3
انسائي	20	66.7	86.7	100.0
Total	30	100.0	100.0	

SPEC

		Frequency	Percent	Valid Percent	Oumulative Percent
, Valid	P-orc	1 1	38.7	36.7	36.7
Ì	أفيسي	9	30.0	39.0	66.7
!	ومطوماتيسة	10	33.3	33.3	1000
.	Total	30	100.0	100.0	

Q1

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	5	16.7	16.7	16.7
1	25	83.3	83.3	100.0
Total	30	100.0	Ü., 001	<u> </u>

Ģ2

	Frequency	₽ ercent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	10	33,3	33.3	33.3
1	į 20 l	66.7	66.7	100.0
Total	30 1	180,0	100.0	
		G 3		

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Vaid 0	25	83.3	83,3	83,3
1	5	10,7	16.7	100.0
Total	30 [100.0	100.0	

 $\mathbb{Q}4$

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
	Vaid 0	14	46,7	46.7	46.7
١	1	16	5 3.3	6 3.3	100,0
[Total	30	1,00.0	100.0	

Q5

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Vaid 0)	7	23.3	23.3	23,3
1		23	76.7	76.7	1,00,0
<u></u>	îotal	_30	100.0	100.0	

Q6

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	18	60.0	60.0	80.0
 	12	40.0	40.D	0.001
Total	L 30i	100.0		ŀ

67

	Frequency	Percent	Valid Percent	Currulative Percent
Malid D	5	16.7	18.7	16.7
1 1	25	63.3	83.3	100.0
Total	<u></u> 30	100.0	100.0	

Q8

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
j '∨'ælidi	0	5	16.7	10.7	16.7
	1	25	83,3	83.3	1,00.0
l	Totzŧ	30	100.0	100,0	

QЭ

	Frequency	Parcent	Valid Percent	Cornulative Percent
[Valid D	1	3.3	3,3	3.3
1	[29	96.7	96.7	Ŭ. 00 (
Total	<u> 30</u>	100,0	100.0	
		G10		

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	6	20.0	20.0	20.0
1	24	80.0	0.08	100.0
Total	30	100.0	100.0	}

Q11

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	10	33.3	33.3	33 ,3
	1	20	66.7	66,7	100,0
	Total	38_	100.0	100.0	

Q12

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
∇	'alid 19	10	33.3	33,3	33.3
	1	20	66.7	66.7	100.0
<u> </u>	<u>Total</u>	30	100.0	100.0	

Q13

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 0	4	13.3	13,3	13,3
1	26	86.7	8 6.7	100 ,0
Total	30	100.0	190.0	<u></u>

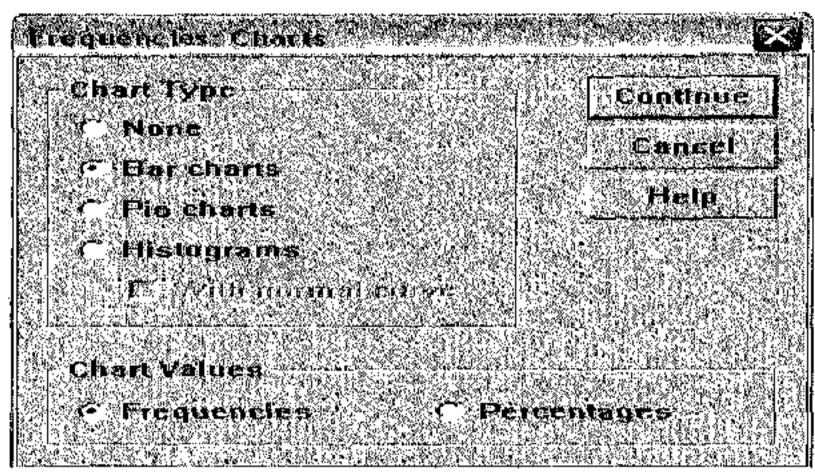
Q14

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
\√⊠	lid 0	2	6.7	6.7	6.7
	1	28	93.3	93.3	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

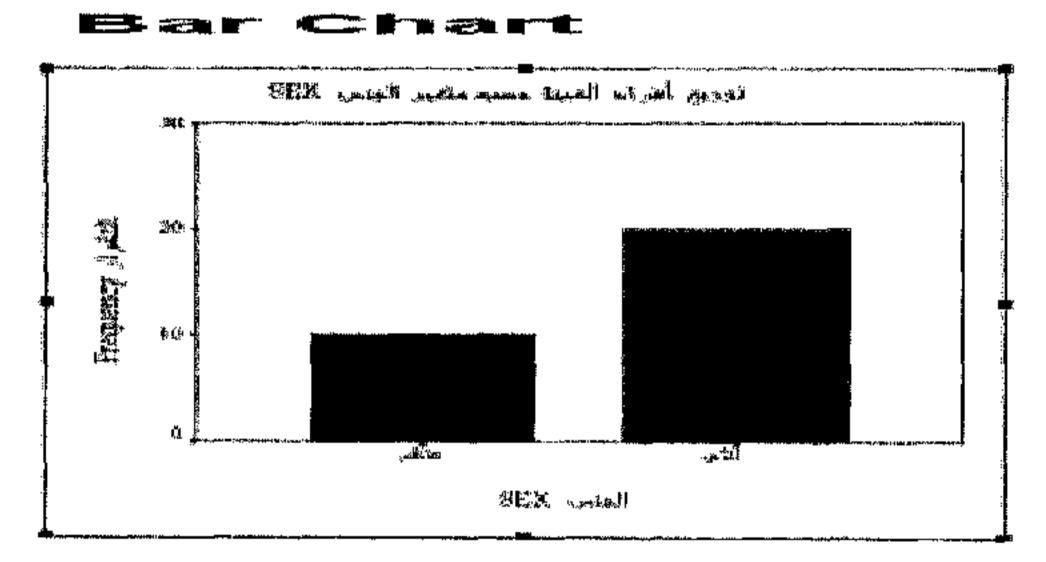
Q15

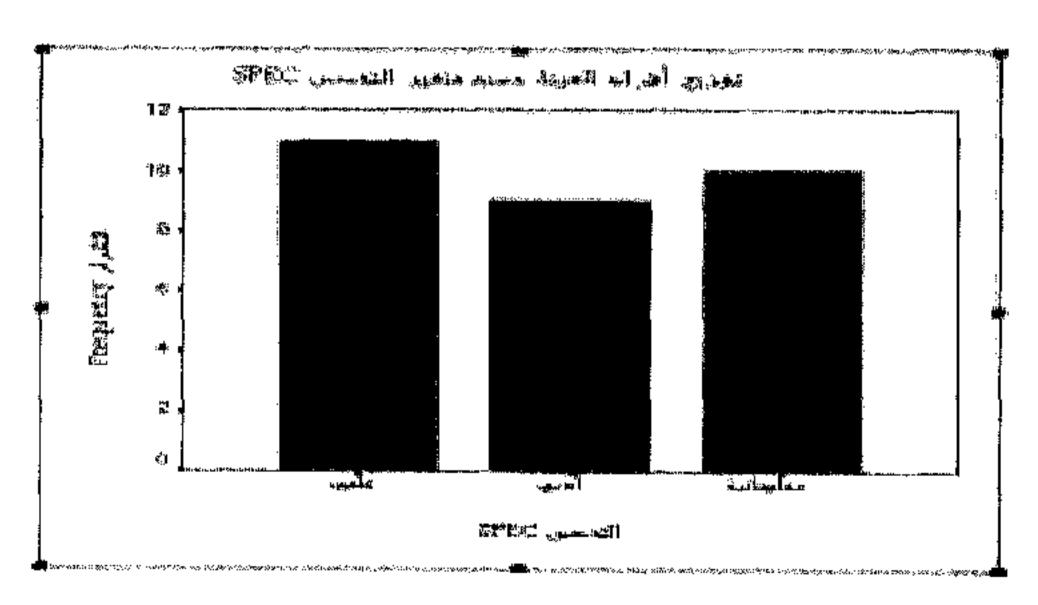
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ö	2	6.7	6.7	6.7
	1	28	93.3	93,3	1,00,0
	Total	30	100.0	100.0	

تمثيل النتائج باستخدام الرسم البياني بالشائمة المبينة أدناه: بالضغط على زر ...Charts تظهر الشاشة المبينة أدناه:



نختار نوع Bar charts ثم نضغط زر Continue ثم نضغط زر Ok





النتائج:

تتكون العينة من (30) فرداً، عدد الذكور (10) طالباً، وعدد الاناث (20) طالبة. تتكون العينة من (30)فرداً، الفرع العلمي(11)،الفرع الأدبي(9)، فرع المعلوماتية(10)

Frequency Table

SEX

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	نكر	10	33,3	33.3	33.3
	انــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	20	66.7	66.7	100.0
	Total	30	100.0	100.0	

SPEC

		Frequency	Percent	Valid Percent	Oumulative Percent
Valid	عشى	11	36,7	35.7	36.7
]	أدبسي	9	400	30.0	66,7
	مطوملتيسة	10	33.3	33.3	1000
	Total	30	100.0	100.0	

بالنسسة للسسؤال الأول، اجساب عليه (25) اجابة صحيحة، واجاب عليه (5) اجابة خاطئة.

بالنسسبة للسسؤال السئاني، اجاب عليه (20) اجابة صحيحة، واجاب عليه (10) اجابة عاطئة.

Q1

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
V alid 0	5	16.7	16.7	16,7
] 1	J 25 J	83.3	83,3	100.0
Total	30	100.0	100.0	

Q2

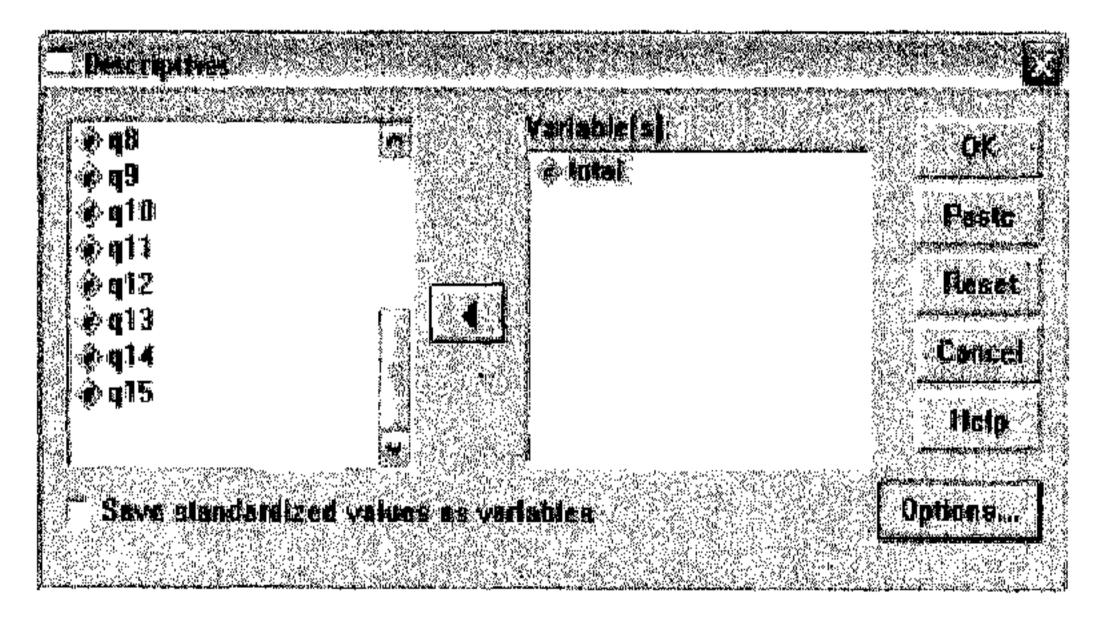
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	D	10	33.3	33,3	33,3
	1	20	66.7	66.7	100.0
L	Total	l 30 l	100.0	100.0	

* لإيجاد متغير اسمه total وهو مجموع علامات كل طالب على الاختبار

Transform – Compute... Tompula Paricipa Target Farlance: Marinesia Espotrocioni Type Marrie ... * C. 3 J. B. E. Functions: **企業等域** 《新生物》 ABK wanaspr 糠镰 ANT fast veige, unles..... ******* Programment of the programment o r in the second COF.ESPACOULLE, P 11.... 🐞 🙀 *** 63** CK / Payer ! Percel Concel Help # ###

يظهر متغير جديد اسمه total وهو عبارة عن مجموع علامة كل طالب في جميع الاسئلة من 1- 15 باستخدام الاقتران Sum من قائمة :Functions

* لإيجاد الوسط Mean، الوسيط Median، المنوال Mode، المحموع Malyze – Descriptive Statistics – Descriptives...



اضغط زر ...Options تظهر لديك الشاشة المبينة أدناه:

✓ Mean	Sum .	Continue
Dispersion		Cancel
ি Std. deviation	lv Minlmum .	
l' Verience	™ Maxi mum	Help.
Π. Flange	⊏ S.E. mean	
- Distribution		
T Kurtosis	厂 Skewness .	
Display Order		
G Variable list		
C Alphabetic		
Ascending méans		
Descending mear		

اختر الاحصاءات المطلوبة ثم إضغط زر Continue ثم Ok تظهر النتائج أدناه:

→ Descriptives

Descriptive Statistics

	N	Minlmum	Maximum	Mean	Std. Deviation
TOTAL	30	3.00	14.00	10.8667	3,00268
Valid N (listwise)	30			:	

النتيجة:

تسراوحت علامات الطلاب بين 3 إلى 14، وبلغ المتوسط الحسابي لها 10.8667 بانحراف معياري 3.00268 ، وكان عدد العينة 30 شخصاً.

* يستخدم الاحسراء الاحسصائي Explore للتحقق من الخطوة الأساسية قبل إجراء التحليلات الاحصائية وهي فحص البيانات ومحاولة تصحيح الاخطاء إن وحدت مثل الارقام غسير المنطقية أو التحقق من أن توزيع المتغير طبيعياً، أو التحقق من شرط تجانس التباين.

* يستخدم إجراء Explore لعمل ما يلي:

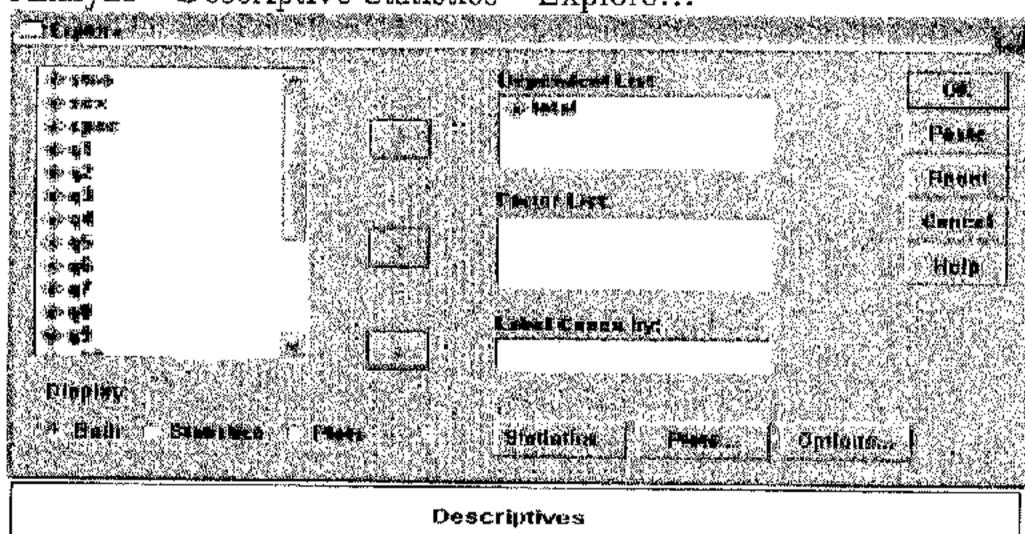
حساب الاحصاءات الوصفية.

Histograms, Stem-and- عمل بعض الرسومات لتوضيح شكل توزيع المتغيرات مثل Leaf Plot, Box Plot

اختبار التوزيع الطبيعي عن طريق اختبار Shapiro Wilks واختبار Lilliefors اختبار التوزيع الطبيعي عن طريق اختبار Homogeneity of Variances عسن طريق اختسبار تحسانس التسباينLevene-Test

* حساب الاحصاءات الوصفية للمتغير total

Analyze – Descriptive Statistics – Explore...



	Descriptives							
			Statistic	Std. Error				
TOTAL	Mean		10.8667	.54821				
	95% Confidence	Lower Bound	9.7454					
interval for Mean	Upper Bound	11.9879						
	5% Trimmed Mean		11.0928					
	Median		12,0000					
	Variance		9.016					
	Std. Deviation		3.00268					
	M(nlmum		3.00					
	Maximum		14.00					
	Range		11.00					
	Interquartile Range		3.2500					
	Skewness		-1,050	.427				
	Kurtasis		.384	.833				

* استخدام اختبار CHI-Square

الجدول المتقاطع - مربع كاي Crosstabulation Table: Chi-Square

أن مربع كاي مر الإحصائيات الهامة ولها عدة استخدامات منها الكشف عن عملية الاستقلالية Independence بين متغيرين عندما تكون هناك تكرارات ويكون لكل متغير عدة مستويات محدودة.

خطوات عمل الجدول المتقاطع-مربع كاي

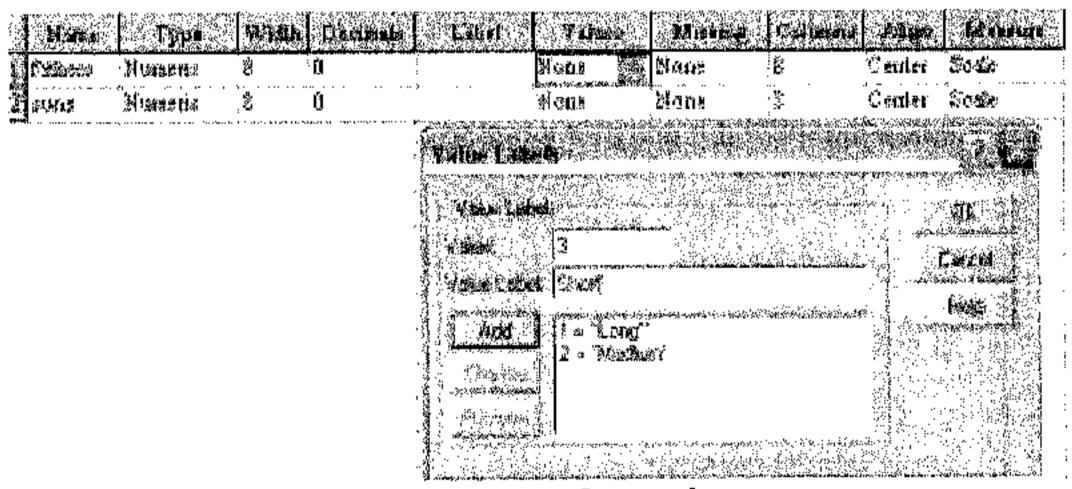
مسئال: البيانات التالية تمثل الأطوال للآباء (Fathers) ويمثل ثلاث مستويات (طويل، متوسط، قصير) لجموعة من الآباء والأطوال لجموعة من الأبناء (Suns) ويمثل ثلاث مستويات (طويل، متوسط، قصير) والتي تشمل 20 أب مع أبنائهم.

المطلوب: هل يوجد ارتباط بين المتغيرين باستخدام مربع كاي χ^2 .

1- تعریف المتغیرات وهي:

Father ولها ثلاث مستويات: (Long , Medium , Short)

Suns ولها ثلاث مستويات: (Long, Medium, Short)



Analyze - Descriptive Statistics - Crosstabs...

File Edit View Date Fransform	Analyze Graptis "Likiliti	es Window Help"
	Reports Descriptive statistics	Frequencies
	Compare Means	► Descriptives
1 2 3 4	. General Linear Model Correlate	► Explore ► Crestence
_	Regression	• Ratio
,	Classify Data Reduction	► ¶ ► ¶
-	Scale	• *
; 	Nonparametric Tests	► ¥
	Multiple Response	

- نسطع المستغير الستابع (Suns) في حقسل الصفوف Rows ونضع المتغير المستقل (Fathers) في حقل الأعمدة Columns

	Planetal):
	Confesses in Constant
	the following of the state of t
() (a) play chiefers a bar obuite	
Complete and Autoback	
	etten Cultip Fullmar

نضغط على زر Statistics لتحديد نوع مربع كاي المطلوب Correlations المعلط على خط على خط على Correlations وبعدها نضغط على زر الاستمرار Continue

	7 3
A CALLES BORNES & STATE OF THE	
CONTRACTOR OF THE SECOND PROCESS OF THE SECO	Haraga urang kanga yang ang ang ang ang ang ang ang ang ang
(2) · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
Printed which the Residence of the Control of the C	The state of the s
Commension of the commension o	Alter Color was to represent the reservoir and the second larger of the
	· Photogra
	a ji germinaya in miyada 144 ya Maji wiliki. Mi
Conserved medical companies and the companies of the comp	100 ik 4 w
* A service of the se	
The state of the s	
「「「「「「「「」」」」「「「」」」「「「」」「「」」「「」」「「」」「「」	
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
The second secon	
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	
No to a construction of the analysis and the tentor of the construction	
	Sept. Alexandria (M. 1987)
government of the second control of the seco	Control Complete Control Contr

نضغط على زر المسلمان ونحدد الخيارات المطلوبة وهي:

Crosstabs: (ett msplay			
Counts	ATTENDED TO THE STATE OF THE ST	per training and the second	Contl	
P Ohsei	rved		<u> </u>	
jo Expe	Red		Can	
			He	P
Percents	iges	Residus	(ls	
Flaw		27 July 18 (1866)	andardized	
	THE DIE		dardized standardize	.a.

من الخيار Counts نحدد التكرار المشاهد Observed والتكرار المتوقع Counts مسن الخيار Percentage نحتار العمود Columns ويعطي النسبة المتوية للمتغير المستقل وبعدها نضغط على زر الاستمرار Continus ثم نضغط زر الموافقة ما تظهر شاشة المخرجات أدناه:

Crosstabs

Case Processing Summary

	Cases						
{ t		lid	Missing		Total		
	N	Percent	N	Percent	N	Percent	
S UNS * FATHERS	20	100.0%	<u> </u>	.D%	20	1000%	

S UNS * FATHERS Crosstabulation

···	1			FAITHERS		
		Ť	Long	Medium	Short	Total
STUNS	Long	Count	5	2	D	7
•	~	Expected Count	2.1	2.8	2.1	7.0
		% within FATHERS	83 <u>.3%</u>	25 ወ%	D%.	36.0 <u>%</u>
	Medium	Count	1	8	p	7
		Expected Count	2.1	2.8	2,1	7.0
		% within FATHERS	16.7%	750%	0%	<u>35.0%</u>
	Short	Count	۵	0	6	e e
		Expected Count	1.8	2.4	1.8	5.0
		% within FATHERS	០%	្ស	100 D %	30.0%
		Count	6	8	6	20
		Expected Count	6.0	8.0	6.0	20.0
		% within FATHERS	100.0%	100.0%	100 D %	100.6%

Chi-Square Tests

	Välue	df	Asymp, Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	28.667≅	4	.000.
Likelihood Patio	29,439	4	.000
Linearby-Linear Association	14.794	1	.000,
N of Valid Cases	20		

a, 9 cells (100.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 1,80.

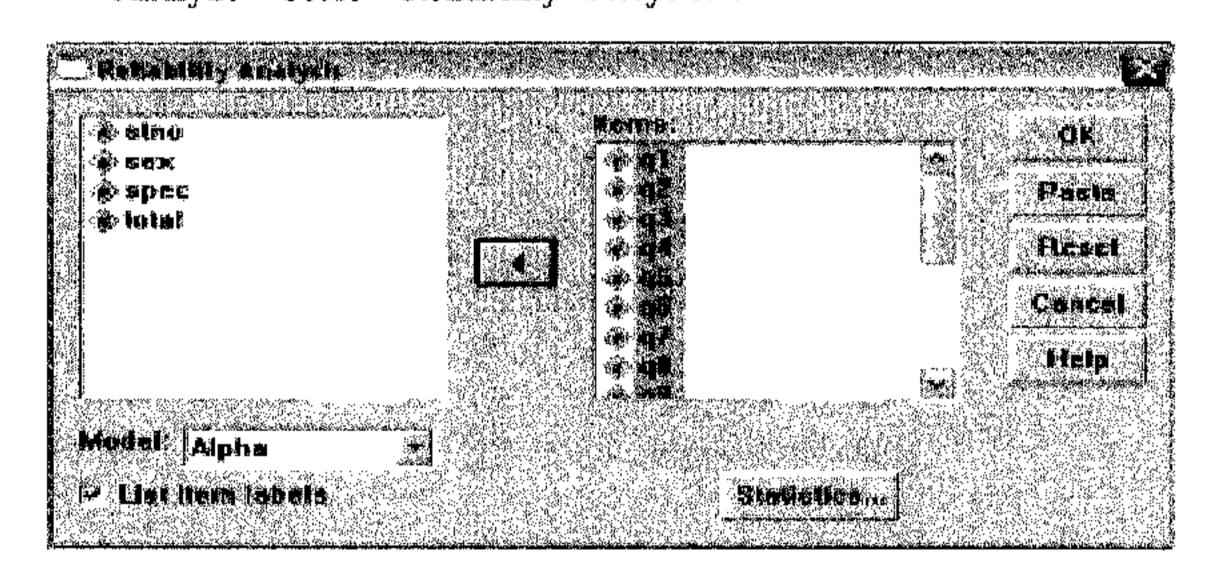
السطر الأول من الجدول هو المطلوب والمهم حيث أن قيمة مربع كاي -Pearson Chi السطر الأول من الجدول هو المطلوب والمهم حيث أن قيمة مربع كاي -Square تسساوي (26.667) وهذا يعني أن هناك علاقة قوية وموجبة بين أطوال الآباء والأبناء حيث أن مستوى المعنوية يساوي 0.000 .

Symmetric Measures

	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	Val∪e	Asymp, Std. Errorª	Approx. T⁵	Approx. Sig.
Interval by Interval	Pearson's R	.882	Д67	7.257	.000
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	,878	£8Q	7,796	.000°
N of Valid Cases		20			

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
- \mathbf{c}_{\star} Based on normal approximation.

* الثبات Reliability : اختبار كرونباخ الفا Reliability : الثبات الاختبار لتحديد ثبات الاختبار
Analyze – Scale – Reliability Analysis...



نخـــتار المتغيرات المطلوبة وهي الاسئلة من q1-q15 ونضعها في قائمة Items، ثم نضغط زر Ok، فتظهر شاشة المخرجات أدناه:

Reliability

```
我不幸可言 的复数对数 医毛线切 医内囊 经物理股 海绵 上上上坡 (古新安徽郡 新印教院教) 上 中心自动物理 医下下支充的
 医髂后式入的工具工作 医腺皮肤及原生的一 男皮法斯斯
                                                       1. A. B. 图 A.
  1. .
        QL,
  Ž .
        ů2
 3 e
        4.
        K) th
  5.
        435
  ю,
        Q5
 7.
        ⇔.
        O.
        O S
 Э'n
 18,
        qio
 11.
        011
 12.
        WINE I
 33.
        4333
 14.
        134
 13,
        QXS
Baliambility Competitions
斯 磁型 医性动脉动 物
                 30.0
                                        M △L Tesms # 15
```

Alpha - . 7860

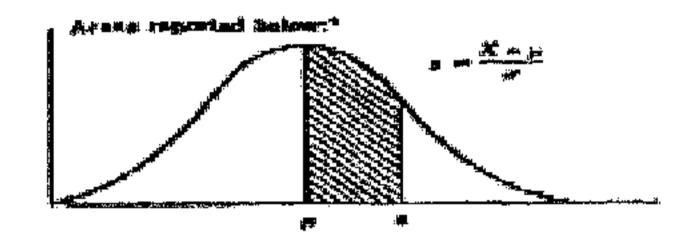
وتكسون اصسغر قسيمة مقبولة لمعامل كرونباخ الفا هي 0.6 وأفضل قيمة مقبولة هي (0.7-0.8) وكلما زادت القيمة كانت افضل.
في هذا التحليل قيمة الفا = 0.786 وهي جيدة.



ملحق1: جداول التوزيعات الاحتمالية. جدول التوزيع الطبيعي. z

جدول توزیع ت. t جدول توزیع ف. جدول توزیع کا². x²

حدول التوزيع الطبيعي. z

الجان ول أرقام بعطى بالمياحة عمت مستميد الوزير الما يوري العليم العالمية على العليم العلم العليم العليم العلم العليم العليم العلم


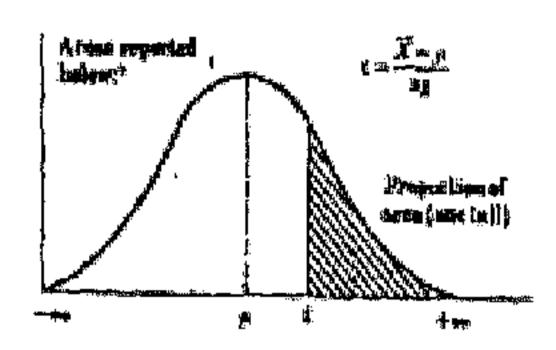
Z	, 0 0:	.01	.02	4).]	.04	.05	.045	.07	.0/81	.09
9.0	COCOCO.	(H)+KI	,0080	10 (20)	.0160	,0199	<u> </u>	.0279	.0319	.339
0.1	.0398	8£140.	.D47R	.0517	0557	.0506	J0636	.0675	.0714	.0753
0.2	EPCH),	.0833	.0871	.01910	.(1994).	.0987	.1026	,1 05 4	-11.03	,0]4#
0,3	.1174	1217	, 1255	.1293	.1331	, (368	.1406	1443	.,1480	.1517
0.4	.1554	.1591	,1628	. 1664	, 1700	.1736	1772	, (35 0)	,134 4	,1879
0.5	.1913	.1950	.10B4	2019	.2054	.2088	2123	,2157	2190	.2224
0.6	.2257	.2291	.2334	2357	.iiw	.2422	2454	.2486	2514	.2549
0.7	.2580	2.612	.2642	.2673	,2704	.2734	2764	.2794	2823	,2852
0.8	.2391	.2910	.2039	2967	2995	.3023	.3051	,3078	3106	.3133
0.9	.3159	3886	1212	323%	.3264	.3289	.3315	.3340	3365	1389
1.0	.1413	.3438	1461	.3485	.3508	.1551	.3554	,357 7	3599	.1621
1.1	,3443	.3665	,3686	JOYEL	3729	.1749	.3770	ሲዊሮ፤,	3810	JEBO
1.2	.3.849	.3369	.3888	.3907	.3925	.7,744	.3962	ANCE.	3997	.वंगात
1.3	.4032	.4Q49	.4466	A(X)	4000	,41[5	,4131	.4347	#163	.4177
1.4	.4192	4207	4222	.4236	A251	.4265	4270	.4292	AJON.	.4319
1.5	4332	,4] 4 [5	.4357	.4370	.4382	.43.W	.4406	<u> </u>	.#IZY	.444
1,6	.4452	,4463	4414	.44%4	,4495	.4505	.4515	.4525	#535	.4545
1.7	.4554	4564	.4573	A5\$2	.459]	4599	4608	,4616	.4625	.4633
1.8	4641	.4649	.4656	.4664	.467	.4678	4 6\$ 6	.4693	4699	,4706
1.9	.4713 }	.4719	,4726	4712	.473B	*# <u>4</u> 44	.4750	.4756	.4761	4767
2.0	.4772	.4778	.4783	4726	.4793	.4798	.4803	.438()86	4812	4817
	.4821	,4500	.4HIO	4834	,4 2 38	5484	4846	.4250	4354	.4857
P. 4	.4861	.4864	4868	.4871	.4875	.487 8	.4831	,4284	4887	4894)
23	.4893	.4896	4894	4901	.4904	4905	4909	.491#	,4917	A916
2# j	.4918	.4920	4922	.4925	.4927	4929	A931	4932	4914	4936
15	.493.8	.4940	4941	EMQ#.	4945	4946	494B	.4949	.4951	#952
1.6	.#9 5 3	.4955	4956	, 495 7	_4959	4960	.4961	.4962	4963	.4964
າງສາ ສະນະໄ	4965	.4966	.49 6 77	,4568	4960	.4970	,4971	.4972	.4977	,4974
2.8	4974	.4975	.4976	.4977	4977	.4978	.4979	4979	,4980	A9\$1
29	.49%1	.4982	.4983	.4 98 3	.4984	4944	4985	4905	.4986	.498 6
0.4,	.4927						i .			
3.1	4997									
Mar of the parties of	4900	<u> </u>							į	

^{*} Example: For z= 1.96, shaded area is 0.4750 out of the rotal area of 1.0000.

جدول توزیع T

المالية للساحة المنات وليسهاس

Prepartions of Asea. for the t Divisions

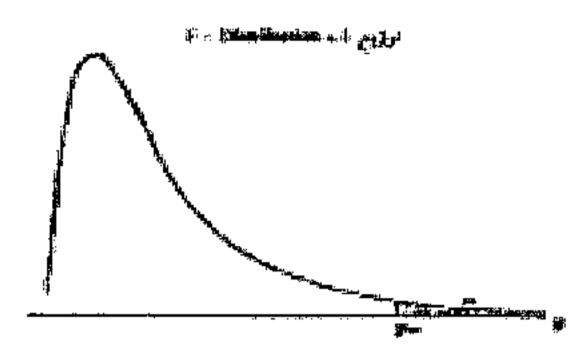


1=											····		
1	<u>dl'</u>	0.10	10,05	0.025	0.01	0.005	[0.10	0.05	0.025	0.07	0.003
Į.	<u>'</u>	1.078	56.314	12.705	11.821	63,657		18	1.330	1.734	2101	2,552	2.674
(A)	3	1.886	2.920	4.503	6,969	9,925		19	1.328	1.729	2093	2.539	2.861
į	3	1.638	2.151	3,182	4.54]	5.841		20	1.925	1.725	1086	2.32	2.845
見	4	reer	11111	2.776	3.747	4.604		2	1.323	1.721	2.080	2.51\$	7,839
Į.	5	1.47g	2005	2.574	3.365	a.nxz		77	1.521	1.717	2.074	2.504	2.675
#	6	[.d4]]	1,947	2.447	3.143	3.107	ĺ	33	1,319	1,714	7.064	3.500	2.807
ij	7	1.415	(1.895	2,565	2.998	3.499		24	1.318	1.711	1.064	2.492	2.797
		1.397	1.060	2.506	2896	3.355		25	1,316	1.70 8	2060	2483	2.787
ža,	Ф	1.303	1.837	2.362	2.921	3.250		36	1.315	1.706	2056	2,479	2.779
1,000		1 372	1.61I	2.22%	2.764	3.169		27	1,314	5.703 ·	2.053	2.473	2,777
1000	13	1.363	1.795	2.201	2.716	1.105		12	1.913	1.701	2.048	2.467	2.763
ij	(2	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055		29	רַרָּבּ,וּוּ	400.1	2045	2,462	2.756
9	13	6 1 130	[[7]]	2.160	2650	3.012		30	1,510	1.697	2.042	2.457	2.790
. 3 10.00	14	1.345	1,768	2.145	2.624	2977		41)	1.30)	1.684	[1.62]	2,427	2.194
) 11 22	15	1341		2.131	2.602	2,947		60)	1.296	1,671	2.000	2,390	2.600
14	16	1.337	1.746	2.120	2.5K3	2.921		12 0	1,289	1.658	1.980	2.35%	2.617
ĵ	17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.003		= 3	1.282	1.645	1.960	2.325	2.576

^{*} Example : Fee the shaded area to represent 0.05 of the area of 1 0, value t with 10 degrees of facedom is 1.812.

Source: From Table III of Fisher and Yotes, Statistical Tebbes for Biological, Agriculeus and Medical Research, 6th, 1974, published by Loognus Group Ltd., London (previously published by Oliver & Boyd, Edinburgh), by permission of the swetsikling bore equalities

جدول توزیع ۴

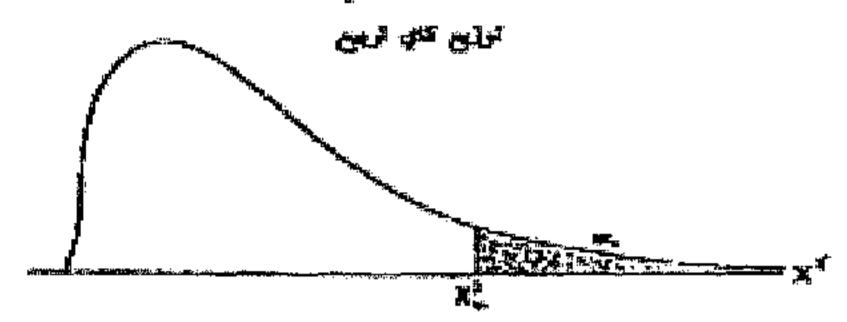


المبند (أول 10.5 من والمبند الثاني (0.5 من 10.5 منال 7.745 و 7.45 و 7.45 من 10.5 منال (10.5 من 10.5 من

درجات												
حرية كلم	1	2	3	4	5	6	7	8	9	鲫	21	ł2
	6		216	225	150	234	المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظمة المنظم المنظمة المنظمة	239	THE	142	143	244
	4.052	4.55	3.403	5,625	5.764	5. 1 50	5,925	5,9 8 1	6.022	40,050	6.082	6.106
] 2	18,58	19.00	19.16	19.25	19.10	19.33	19.16	19.37	19.33	1439	19.40	19 .41
	98,49	99.00	0 9.17	79.75	99,10	99.33	99.36	99.17	99.39	99.40	99.41	99.42
1 3		9.55	9.28	9.02	9.69	R.94	7.23	8,84	B.K.	8.78	5.76	1874
	34,12	30,12	20.46	26.71	28.24	27.91	27.67	27,49	27.34	27.23	27.13	27.05
] 4	7.74	5,94	4,59	6,19	6.26	n.in	509	6.04	h.90	5.96	5.93	3.91
<u> </u>	21.20	18.00	16.69	15.99	15,52	1521	14.58	14.00	4 44	14.54	4.45	14,37
j 5	បុរី	5.79	5.41	519	5.05	4.95	4.84	4.82	4.78	4.74	4.70	4.68
	16.26		17.06	11.79	10.97	10.67	10,45	10.29	10.15	10.05	9.96	9.80
6	5.99	5.14	4.76	4.13	4.39	425	426	4.15	4 10		400	4.M
	17.74	10.92	9.78	9.15	8.75	8.47	8.26	1.10	7.54	1.47	T TO	
	5.59	4,74	4,35	4.17	3.97	3.27	3,79	3.73	3.6%	3.63	1.60	1.57
	12.25	9.55	8.45	7.45	7.45	7.19	7,00	6.84	6.71	0.62	6.54	6.47
1	5.72	4.46	4.IV	3.21	9.69 61.63	358	3.10	3.44	1.19	3.14	14	3.22
i ja	L.M.	8.65	7.59	7.01	6.63	6.77	6.19	6,03	5.91	SID	5.74	5.67
9	5.12	4.26	1.86	3.63	3.48	3.37	3.39	111	J.18	3. []	J.10	101
1 1/2	IK SO	9,02	699	5.40	5.06	5.30	3.61	341	5.35	526	5.13	5.EL
10	4]4	4,00	171]4 <u>1</u>	J.J.	3.22	3.14	1.07	3.02	2.97	2.94	14
? 6 9 ле	10.04	7.56	5.55	109	5.64	5.19		5.00	4.98		4.78	471
	4.64	7,00	7.50	3.36 5.67	2.20	3.09	3.01	2.95	7.90	2.66	1.82	2.79
174	965	7.20	0.65		577	5.07 3.00	4,88	4.74	4.63	4.51	4.46	- के.बेंग्रें ि
12	4.75 0.75	3.86	1,49	3.35	j j		201	235	2,80 4.59	2.76 4.30		1.09
1 33	933	6,93	7.95	5.48	5.06 3.05	4,62 1,02	4.63	450	11.53	4.50	<u>4.71</u>	4.16
9.1	4.67	3.80 6.70	341	3.1 3	100	7.03	7.84	12.77 4.20	7.77	2.67	2.61	1.60
14	9.67 k	ነው የሀገር ነው። መደመ መመ	5.74	3. 30	4.86	4.62	4.44	#30 330	4.19	4.10	4.02	156
14	4.60 £86	3.74	3.34], 261	7.96 7.46	7 B5	7,77	2.70	105	2.60	2.56	2.93
15	4.54 4.54	65	556	5.01 3.02	4 40 2.90	4.485 1.19	4,28	4.14	4.03	3.94	3. F \$	1.00
	ማ _ማ ነብ መፈፅ	1.68	3.70	1.06	1.55	9 300 7 134	2.70	2.64	150	2.55	2.51	2.48
16	8.68 4.49	6.30	5.42 5.24 5.29	4.89	4.56	4,32	4, 4 4 3 6	4.00 2.00	1.89	1.80	3.73	3.67
151	8 ,53	1.63	ድ ብለው ህ-ተረብ	1.01	235	2.74 4.50	200	259	4 4 4 4 4 4 4 4	10 A	2.45	7.47
17	4,4 <u>5</u>	623 139	3.29	4.77 200	#### 3 12 1	4.20	4.03	3.09	170	1.69 1.42	3.61	3.33
19	8.40 8.40	6.11	5.18	2,96 4.67	ier ken	1 70	767	2.55	250	工程 5	2.41	2.30
18	4.41	3.55		293	#.34 2.77	410	193	3,79		3.50	3,52 4,52	1,45
49	41.42 F	4 <u>0</u> ()	3.16 5.09	4,28		266	238	2.39	146	241	2.37	7 <u>1.4</u>
	ú¹₽Ø	47 1% P	, turi	#1, #1	4.75	4.0	i 25 [<u>it.</u> t.	160	351	1.44	2.57

χ^2 جدول توزیع

Chi-Square Distribution



الجدول أيناء يعطي فيعة إلا المنابلة للمساحة المطللة وفيسها عه

هرجات	المناطقة المناسلة المناطقة الم											
المالي	.99	, 9 #	.95	.90	.80	- 70·	,50					
1	.03157	.03628	.00393	0.0158	.0642	148	.455					
	.0201	0404	.193	.211	.446	713	1,386					
	.115	. 185	352	.584	1.005	1.424	2,366					
4	, 297	.429	, 11 (*).	1.064	1,640	2.195	3.357					
3	_354 i	.752	1.145	1.610	2.343	3.000	4.351					
6	.872	1,134	1.635	2.204	3.070	3.828	5.348					
7	1.239	1.564	2.167	2.833	3.822	4.671	6.346					
*	1.646	2.032	2.733	3.490	4.594	5.527	7.344					
9	2.088	2.532	3.325	4.168	5.390	6.393	8,343					
10	2.558	3.059	3,940	4,865	6.179	7.267 🖔	9,342					
11	3.053	3,600	4,575	5,578	6.989	8 148	10.34					
12	3.571	4.178	5.226	6.304	7.207	9.034	11.34					
13	4.107	4.765	5.492	7.042	8.634	9_926 (12,340					
1.4	4.660	5.368	6.571	7.790	9.467	10.821	13.334					
15	5.229	5.985	7.261	8.547	10.307	11.721	14.339					
T (Ti	5.812	6.614	7.962	9312	11.15%	133.624	15,330					
7.7	6.408	7.255	8.672	io.drs	12,002	13.531	16,33					
12	7,015	7.996	9.390	10.865	12.857	14.福峰的	17.936					
19	7.633	6.567	10.117	11.651	13.716	15.352						
TÜ	8.260	9.237	10.851	12.443	14.578	16.266	14.33.					
21	8.897	9.915	11,591	13,240	15,445	17.182	20.33					
22	9.542	10.600	12.33%	14.041	16.314	18,101	21.33					
1-1	10.196	11.293	13.091	14.848	17.187	19.021	22.33'					
34	10.856	11.992	13,3348	15.659	200.83	149,694]	23.33'					
25	11,534	12,697	14,611	16.473	18.940	20.867	24.37					
	12.19R	13,400	15.370	17.292	19.620	21.792	25.33					
77	12.479	14,125	16.151	18.114	20,703	22,719	26.33					
28	13.565	14.847	16.928	18939	21.588	23.647	27.33					
	14.250	15.574	17,708	19.768	22,475	24.577	28 33					
30	[4,95]	16.706	14,497	3.(). 5444	23,364	75.508	29.73					

المصادر Bibliography

المصادر العربيــة Arabic Biblography

- 1. باهي، مصطفى حسين، عبد الفتاح احمد (2006). الاحصاء التطبيقي باستخدام الحزم الحاهزة SPSS, SAT . مصر، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.
- البلداوي، عبد الحميد (1997). الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية. الأردن، عمان:
 دار الشروق للنشر والتوزيع.
- 3. البياني، محمود (2005). تعليل البيانات الإحصائية باستخدام البرنامج الإحصائي
 5PSS. الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- ابــو حطـــب، فؤاد (1962). القدرات العقلية (ط5). مصر، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.
- 5. الزعبي، بلال محمد والطلافحة، عباس (2000). النظام الإحصائي SPSS فهم وتحليل البيانات الإحصائية. الأردن، عمان: دار وائل للطباعة والنشر.
- 6. الـــسيد، فؤاد البهي (1987). علم النفس الاحصائي وقياس العقل البشري. مصر، القاهرة: دار الفكر العربي.
- 7. عـبد الجـبار، توفـيق (1983). التحليل الإحصائي في البحوث التربوية والنفسية والنفسية والاجتماعية الطرق اللامعلمية. الكويت: مؤسسة الكويت للتقدم العلمي، إدارة التأليف والترجمة.
- عـبد الخالق، احمد محمد (1987). الابعاد الاساسية للشخصية. مصر، الاسكندرية:
 دار المعرفة الجامعية.

- 10. عسودة، احمد سليمان والخليلي، خليل (1988). الإحصاء للباحث في التربية والعلوم الإنسانية. الأردن، عمان: دار الفرقان للنشر والتوزيع.
- 11. فتح الله، سعيد حسين (1988). *مباديء علم الإحصاء والطرق الإحصائية*. الأردن، المفرق: الأكاديمية.
- 12. فـراج، محمـد انور (2002). المكونات العاملية للتفكير الناقد لدى طلاب كليات التسريبة في ضـوء بعض المتغيرات، رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية التربية، جامعة الاسكندرية، الاسكندرية، مصر.
- 13. القاسم، محمد على (1987). *أساليب الإحصاء التطبيقي*. الكويت: المعهد العربي للتخطيط بالكويت: المعهد العربي للتخطيط بالكويت، دار الشباب للنشر والترجمة.
- 14. الكيلاني، عبد الله وعدس، عبد الرحمن (1986). القياس والتقويم في علم النفس والتسريبية. ترجمة: روبرت ثورندايك واليزابيث هيجن، الأردن، عمان: مركز الكتب الأردن.
- 15. منصور عوض ، عزام صبري ، علي قوقزة (1999). علم الإحصاء الوصفي المبرمج. الأردن، عمان: دار صفاء للنشر.
 - 16. موراي، ر.شبيرجل (1977). سلسلة ملخصات سشوم، دار مالجدوهيل للنشر.
- 17. المنيــزل، عــبد الله فــلاح (2006). الإحــصاء الاستدلالي وتطبيقاته في الحاسوب المنتخدام الرزم الإحصائية SPSS، الأردن، عمان: دار وائل للطباعة والنشر والتوزيع.
- 18. المنيسزل، عسبد الله والغرايبة، عايش (1995). الإحصاء التربوي تطبيقات باستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية.
- 19. السنجار، نبيل جمعه (2004). مهارات الحاسوب، الأردن، اربد: عالم الكتب الحديث للنشر والتوزيع.
- 20. النجار، نبيل جمعه (2007). *الاحصاء في التربية والعلوم الانسانية مع تطبيقات برمجية* SPSS ، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- 21. المستجار، نبيل جمعه (2010). *القياس والتقويم مع تطبيقات برمجية SPSS*، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.

- 22. النجار، فايزجمعه، النجار، نبيل جمعه والزعبي، ماجد راضي (2013). *اساليب البحث العلمي: منظور تطبيقي*، الأردن، عمان: دار الحامد للنشر والتوزيع.
- 23. الهانـــسي، مختار محمود (1991). مقدمة في طرق التحليل الإحصائي. قسم الإحصاء والرياضة والتأمين كلية التجارة جامعة الإسكندرية.
- 24. الهانـــسي، مختار محمود (1984). *مقدمة في الإحصاء التحليلي.* بيروت: دار النهضة العربية للطباعة والنشر.
- 25. هكـــسي، تشارلز (1984). *المفاهيم الأساسية في تصميم التجارب.* تعريب: خماس، قيس سبع، العراق، بغداد: الجامعة المستنصرية.

المصادر الأجنبية English Biblography

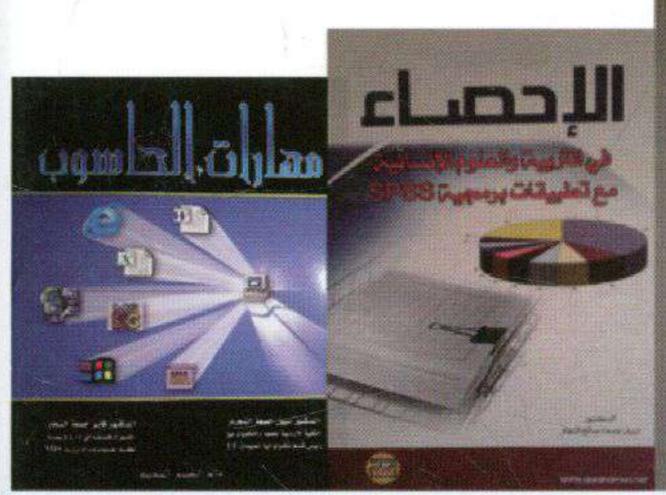
- Albert K. Kurtz, Samuel T. Mayo (1979). Statistical Methods in Education and Psychology. New York: Springer-Verlag, New York Inc.
- Andy, Field (2005). Discovering Statistics Using SPSS. (2nd ed.).
 London: Sage Publications Ltd, ECIY 1SP.
- 3. Berenson, L. Mark & David M. Levine. (1992). Basic Business Statistics Concepts and Applications, (5th ed.).
- 4. Bobko, Philip (2001), *Correlation and regression*, (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Oublications. Introductory text which Includes coverage of range restriction, trivariate correlation.
- 5. Chen, P. Y. and P. M. Popovich (2002). *Correlation: Parametric and nnparametric measures*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- 6. Cochran, W. G. (1997). Sampling Techniques (3rd ed.). New York.
- 7. Cohen, Jacob (1988). Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Assoc; ISBN: 0805802835.
- 8. Crawley, M. J. (2005). Statistics An Introduction Using R. England: John Wiley & Sons Ltd, West Sussex.
- 9. Crocker, Lind, and Algina, Janes .(1986). Introduction to Classical and Modern Test Theory. N. Y: Holt, Rineder and Winson
- 10. David, R. Anderson, Dennis J. Sweeney, Thomas A. Williams (2002). Essentials of Modern Business Statistics with Microsoft Excel (2nd ed.). South-Western Educational Publishing.

- 11. David, R. Anderson, Dennis, J. Sweeney, Thomas A. Williams (2006). *Essentials of Modern Business Statistics* (3rd ed.). South-Western College Publishing.
- David, R. Anderson, Dennis, J. Sweeney, Thomas, A. Williams (2005).
 Statistics for Business and Economics (9th ed.). South-Western College Publishing.
- 13. David Anderson, Dennis J. Sweeney & Thomas Williams, (1981). *Introduction to Statistics*, West Publishing Co.
- Daniel, Wayne W. (1990). Applied Nonparametric Statistics, (2nd ed.).
 PWS-Kent Publishing Company-Boston.
- 15. Daniel, Wayne W. (1995). Biostatistics A Foundation for Analysis in the Health Sciences (6th ed.). London: John Wiley and Sons Inc.
- 16. Deming, W. (1982). *Applied Regression Analysis*. London: John Wiley and Sons Inc.
- 17. Dominick Salvator (1982). **Theory and Problems of Statistics and Econometrics**, McGraw-Hill Book Co.
- 18. Draper N. & Smith H. (1990). *Applied Regression Analysis*. London: John Wiley and Sons Inc.
- 19. Guilford, J.P (1961). Factorial analysis to Psychology.
- 20. Glass, G. & Hopkins, K. D.(1984). Statistical Methods in Educational and psychology(2nd ed.). Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice-Hall.
- 21. Gary W. Heiman. (1992). Basic Statistics for the Behavioral Sciences. Houghton Mifflin Company, Boston, U.S.A
- 22. Graber, S. B., Kristin E. Voelki, T. W. & Others .(1997). SPSS Guide to the New Statistical Analysis of Data, New York: Springer.
- 23. Grant, E. & Leavenworth R., (1980). Statistical Quality Control, (5th ed.). New York: McGraw-Hill.
- 24. Gravetter, F. O.(1988). *Statistics for the behavioral sciences*. New York: West Publishing company.
- 25. Green, Samuel B. & Niel J. Salkind (1997). *Using SPSS for Windows:*Analyzing and Understanding Data, Upper Saddle River. NJ: Prentice Hall.
- 26. Gregory, B., (1991). Introduction to Quality Management Assurance and Control, (Macmillan International ed). New York: Maxwell.
- 27. Hays, W. L. (1980). Statistics for Social Sciences (3rd ed.). New York: Holt Rinehart and Winston.

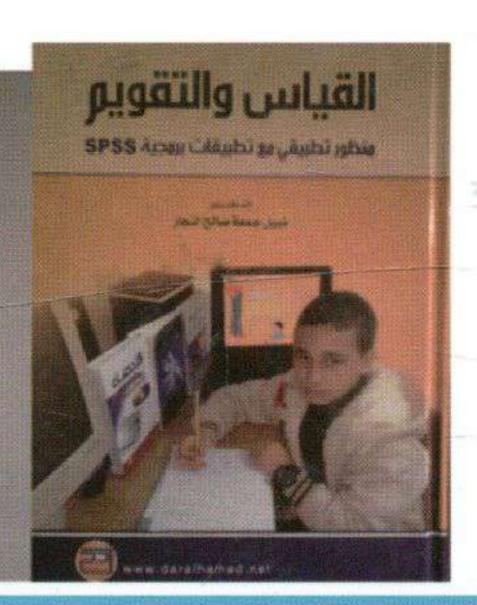
- 28. Hays, W. L. (1989). *Statistics* (4th ed.). New York: Holt Rinehart and Winston.
- 29. Hogg, N. R. & Carag, T. A. (1995). Introduction to Mathematical Statistics (5th ed.).Prentice-Hall Inc.
- 30. Howitt, Dennis & Duncan, Cramer (1996). A Guide to Computing Statistical with SPSS for Windows, New York: Prentice-Hall/Harvester Wheatsheaf.
- 31. Jaynes, E. T. & G. Larry Bretthorst (2003). Probability Theory: The Logic of Science. Cambridge University.
- 32. Johnson, Richard A. & Wichern, D. (1992). Applied Multivariate Statistical (3rd). New jersey: prencac-hall.
- 33. Juran, J. & Gryna, F. (1970). Quality Planning and Analysis. New Yourk: McGraw-Hill.
- 34. Kendall, Maurice and Jean Dickinson Gibbons (1990). Rank Correlation Methods. (5th ed.). NY: Oxford Univ Press; ISBN: 0195208374.
- 35. Kenneth, D. Hopkins, Julian C. Stanley & B. R. Hopkins .(1995). *Educational and Psychological Measurement and Evaluation*. (7th ed.). Allyn & Bacon, Needham Hights, USA.
- 36. Larson, Harold. J. (1982). Introduction to Probability Theory and Statistical Inference (3rd ed.). John Wiely & Sons Inc.
- 37. Larson, Harold. J. (1995). *Introduction to Probability*, Addison Wesley Publishing Company Inc.
- 38. Larry, J. Stephens (2005). *Schaum's Outline of Beginning Statistics* (2nd ed.). McGraw-Hill.
- 39. Mark, S. Aldenderfer & Roger, K. Blashfield (1991). *Cluster Analysis* (8th ed.). sage Publications The International Professional Publishers, Eighth Printing.
- 40. (Manual) (1997). SPSS Base 7.5 Application Guide, SPSS Inc.
- 41. (Manual) (1997). SPSS Base 7.5 for Windows User Guide, SPSS Inc.
- 42. (Manual) (1994). SPSS Advanced Statistics 6.1, SPSS Inc.
- 43. Marija J. Norusis (1993). SPSS for Windows Base System User's Guide Release 6.0 (Manual), SPSS Inc.
- 44. McClave, J. T. & Benson, G. P. (1991). Statistics For Business and Economics (5th ed.). San Fransisco Dellan.
- 45. Mendenhall W. & Sincich (1991). Statistics For Engineering and the Sciences (3rd ed.). New York: MaCmillan Publishing Co.

- 46. Minium, E. W.(1978). Statistical Reasoning in psychology and Education (2nd ed.). New York: John Wiley and Sons.
- 47. Morris, H. (1983). Statistical Analysis for Decision Making. (3rd ed.). USA: Harcourt Brace Jovanovish Inc.
- 48. Nelile, A. & Kennedy, J. (1974). Basic Statistical Methods for Engineers & Scientists, London: Inter Text Books.
- 49. Parzen, E. (1960). *Modern Probability theory and its application*, New York: John Wiley and Sons.
- 50. Siegel, S. (1956). Nonparametric statistics for the behavioral sciences. NY: McGraw-Hill.









مع تطبیقات برمجیة SPSS

الإحصاء التحليلي







كالليك المناللين والتواقع

الأردن-عمان

ماتف: 5231081 فاكس: 5235594 الأردن ص.ب:366 عمان 11941 الأردن

E-mail:dar_alhamed@hotmail.com E-mail:Daralhamed@yahoo.com

